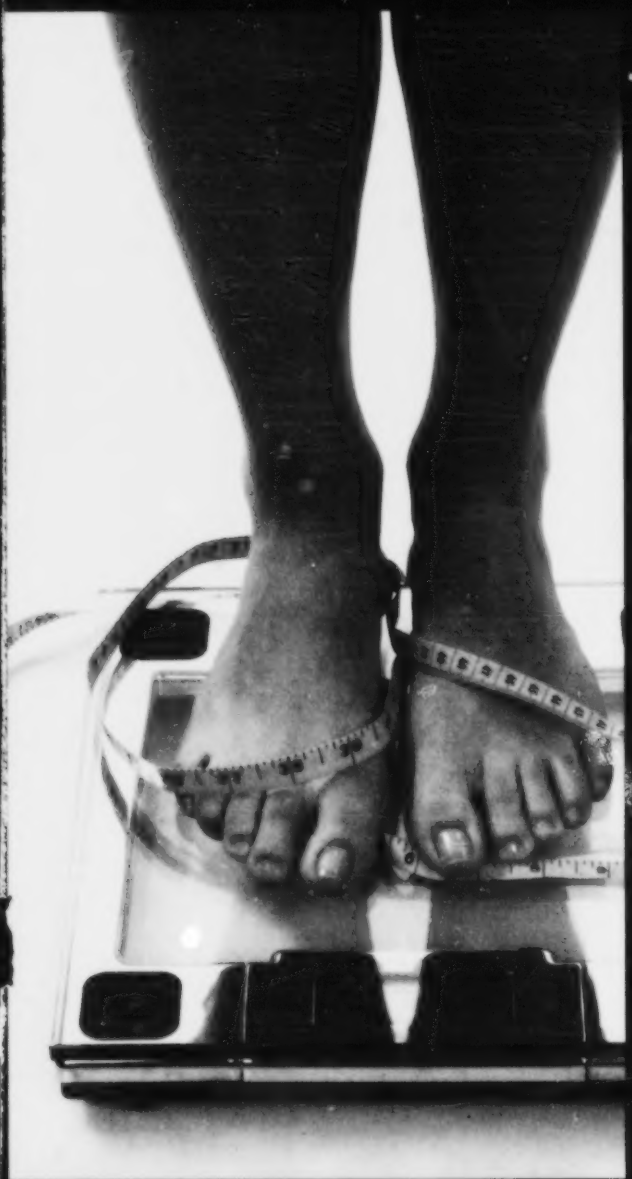
Maladies chroniques au Canada



Volume 30 · numéro 1 · décembre 2009

Dans ce volume

1 **Éditorial – Évolution de la revue *Maladies chroniques au Canada***
H. Morrison, M. Tracy, D. Wigle

3 **Éditorial – Maladie chronique ou maladies chroniques : Le tout diffère-t-il de la somme des parties?**
R.A. Spasoff

4 **Analyse sociodémographique et géographique d'embonpoint et d'obésité chez les adultes canadiens, qui repose sur l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005**
J. Slater, C. Green, G. Sevenhuysen, J. O'Neil, B. Edginton

17 **Utilisation des données tirées des registres du cancer : concordance des données sur les causes de décès entre le Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario et une étude longitudinale chez les patientes atteintes d'un cancer du sein**
D. R. Brenner, M. C. Tammemagi, S. B. Bull, D. Punnaduwaje, I. L. Andrulis

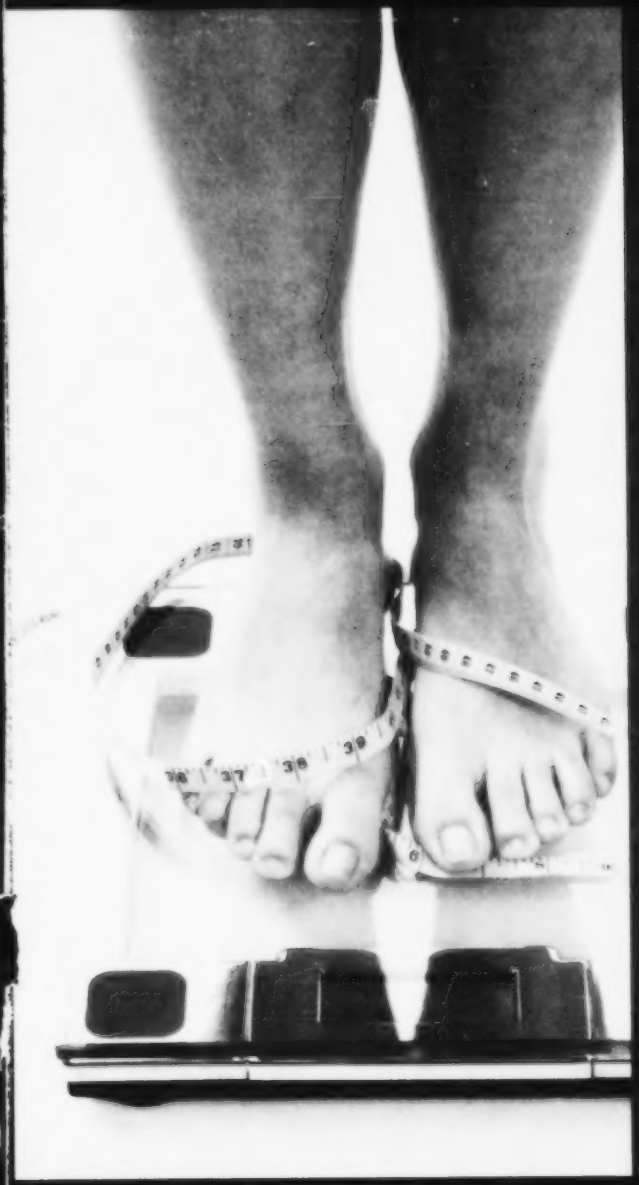
21 **Utilisation des données administratives pour comprendre la distribution géographique de la détermination des cas**
N. Yiannakoulias, D. P. Schopflocher, L. W. Svenson

31 **Association de l'obésité avec les troubles de l'humeur et les troubles anxieux chez l'ensemble de la population adulte**
I. M. Gadalla, Ph. D.

Agence de la santé publique du Canada
Public Health Agency of Canada

Canada

Maladies chroniques au Canada



Volume 30 · numéro 1 · décembre 2009

Dans ce volume

1 **Éditorial – Évolution de la revue *Maladies chroniques au Canada***
H. Morrison, M. Tracy, D. Wigle

3 **Éditorial – Maladie chronique ou maladies chroniques : Le tout diffère-t-il de la somme des parties?**
R.A. Spasoff

4 **Analyse sociodémographique et géographique d'embonpoint et d'obésité chez les adultes canadiens, qui repose sur l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005**
J. Slater, C. Green, G. Sevenhuysen, J. O'Neil, B. Edginton

17 **Utilisation des données tirées des registres du cancer : concordance des données sur les causes de décès entre le Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario et une étude longitudinale chez les patientes atteintes d'un cancer du sein**
D. R. Brenner, M. C. Tammemägi, S. B. Bull, D. Pinnaduwaje, I. L. Andrulis

21 **Utilisation des données administratives pour comprendre la distribution géographique de la détermination des cas**
N. Yiannakoulias, D. P. Schopflocher, L. W. Svenson

31 **Association de l'obésité avec les troubles de l'humeur et les troubles anxieux chez l'ensemble de la population adulte**
T. M. Gadalla, Ph. D.

Agence de la santé publique du Canada
Public Health Agency of Canada

Canada

Maladies chroniques au Canada
une publication de l'Agence de la santé publique du Canada

Howard Morrison, Ph. D.
Rédacteur scientifique en chef
(613) 941-1286

Robert A. Spasoff, M.D.
Rédacteur scientifique adjoint

Claire Infante-Rivard, M.D.
Rédactrice scientifique adjointe

Elizabeth Kristjansson, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Michelle Tracy, M.A.
Gestionnaire de la rédaction

Comité de rédaction de MCC

Robert Geneau, Ph. D.
Agence de la santé publique du Canada

Isra Levy, M.B., FRCPC, FACPM
Santé publique Ottawa

Heather Logan, B.Sc.Inf.
Association canadienne des agences provinciales du cancer

Lesli Mitchell, M.A.
Centers for Disease Control and Prevention

Scott Patten, M.D., Ph. D., FRCPC
University of Calgary

Barry Pless, C.M., M.D., FRCPC
Hôpital de Montréal pour enfants

Kerry Robinson, Ph. D.
Agence de la santé publique du Canada

Fabiola Tatone-Tokuda, M.Sc. (c)
Université d'Ottawa

Andreas T. Wielgosz, M.D., Ph. D., FRCPC
Agence de la santé publique du Canada

Don Wigle, M.D., Ph. D.
Université d'Ottawa

Russell Wilkins, M.Urb.
Statistique Canada

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle mettant au point les données probantes actuelles sur la prévention et la lutte contre les maladies chroniques (c.-à-d. non transmissibles) et les traumatismes au Canada. Selon une formule unique et depuis 1980, la revue publie des articles soumis à l'examen par les pairs des auteurs et provenant des secteurs tant public que privé et comprenant des recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement, et l'économie ou les services de la santé. Tous les articles de fond sont soumis à l'examen par les pairs des auteurs; les autres types d'articles ne le sont pas. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCC, ni celles de l'Agence de la santé publique du Canada.

Maladies chroniques au Canada
Agence de la santé publique du Canada
785, avenue Carling, Indice de l'adresse : 6805B
Ottawa (Ontario) K1A 0K9

Télécopieur : (613) 941-9502
Courriel : cdic-mcc@phac-aspc.gc.ca

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE

Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats, à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique — Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.
© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2009
ISSN 0228-8702

On peut consulter cette publication par voie électronique dans le site Web www.santepublique.gc.ca/mcc
Also available in English under the title: *Chronic Diseases in Canada*

Éditorial

Évolution de la revue *Maladies chroniques au Canada*

H. Morrison, Ph. D., rédacteur en chef, M. Tracy, M.A., gestionnaire de la rédaction, D. Wigle, M.D., Ph. D., ancien rédacteur scientifique principal

Cet automne, deux d'entre nous (H.M., M.T.) ont participé au JAMA/BMJ Peer Review Congress on Peer Review and Biomedical Publication (congrès de révision par les pairs du JAMA et du BMJ sur les publications à comité de lecture et les publications biomédicales) en tant que rédacteur en chef et gestionnaire de la rédaction de *Maladies chroniques au Canada*. Même si nous étions en poste depuis peu, nous savions parfaitement que notre revue, qui fait partie d'un créneau particulier, n'est pas aussi prestigieuse que les Cinq Grandes publications (*New England Journal of Medicine*, *Journal of the American Medical Association*, BMJ, *Lancet*, *Annals of Internal Medicine*).

Le premier numéro de *Maladies chroniques au Canada* (MCC) a été rédigé il y a trente ans par le Laboratoire de lutte contre la maladie (LLCM) de Santé et Bien-être social Canada dans un petit immeuble sombre du pré Tunney, à Ottawa. Ce numéro, écrit en caractères Courier, ne faisait que quatre pages et arborait une bannière rouge dont le style rappelait les années 1950. Le directeur général du LLCM de l'époque, le Dr A. J. Clayton, a rédigé le premier éditorial de ce « nouveau bulletin » dans lequel il expliquait l'intention de la revue : « Nous nous proposons de publier des articles concernant les maladies non transmissibles, comme le cancer et les maladies cardiaques, et d'autres causes de morbidité et de mortalité, comme les accidents, en tenant compte de divers aspects comme la recherche, la surveillance et la lutte[1]. » À ce moment, le public visé comptait de 300 à 400 spécialistes canadiens travaillant directement ou indirectement à des programmes liés aux maladies chroniques.

Le LLCM a lancé *MCC* en 1980 parce qu'aucune publication au pays ne s'adressait directement aux professionnels de la santé spécialisés dans les maladies chroniques. De nombreuses personnes ont contribué à la création de cette revue, notamment le Dr Don Wigle, Walter Litvin, Lori Anderson et la Dre Christina Mills.

La science des maladies chroniques a grandement évolué depuis les années 1980. Nous en savons maintenant beaucoup plus sur les facteurs de risque, mais nous en savons encore très peu sur les interventions. À l'aube de notre 30e anniversaire, il devenait évident que la revue devait rattraper son retard. Donc, depuis décembre 2007, les responsables de la revue ont embauché une gestionnaire de la rédaction, nommé un nouveau rédacteur en chef et remanié le comité de rédaction. Depuis ce temps, nous constatons une amélioration de notre processus et de nos résultats : la présentation d'articles s'est accrue de 40 %, notre calendrier est plus rigoureux et nous nous apprêtons à mettre en œuvre un système de gestion de manuscrits en ligne et à permettre la publication anticipée d'articles.

À l'occasion de la première réunion du comité de rédaction en octobre dernier, un de nos membres à posé une question pour le moins provocante : « pourquoi s'en préoccuper? ». Pour y répondre, laissez-moi vous présenter ma vision de la revue.

Maladies chroniques au Canada fait et fera toujours partie d'un créneau particulier. Notre public cible, qui dépasse maintenant largement les quelque 300 ou 400 spécialistes des maladies chroniques d'il y a trente ans, se compose de chercheurs, d'étudiants et de décideurs. Je crois que nous offrons une tribune utile pour la présentation de documents de recherche fondée sur différentes méthodes. Elle permet d'évaluer des interventions à la fois d'un point de vue qualitatif et quantitatif. D'ailleurs, la Dre Sylvie Stachenko, ancienne rédactrice scientifique principale, a déjà dit que nous devrions publier des résultats de recherche quantitative et qualitative dans *MCC*, étant donné que ces deux types de recherche contribuent considérablement à la prévention des maladies recherche qualitative présentent le contexte dans lequel les programmes de prévention doivent être mis en œuvre.

En ce qui concerne l'avenir, je crois que *MCC* devrait être axée sur des sujets qui sont négligés. Bien sûr, nous continuerons de publier des résultats de surveillance et de travaux de recherche étiologique originaux, mais nous pourrions mettre davantage l'accent sur les travaux de recherche sur la prévention des maladies chroniques et l'évaluation des programmes d'intervention, en particulier ceux offerts au Canada. Nous publierons notamment des articles de synthèse sur l'importance relative de divers programmes et politiques de prévention visant à réduire le fardeau des maladies chroniques au Canada.

Même si notre revue fait partie d'un créneau, elle est unique de bien des façons. En tant que revue financée par le gouvernement, elle fait partie du mouvement de liberté d'accès et il est possible d'y accéder par l'entremise des sites Open Access Journals et PubMed. De plus, étant donné que l'Agence de la santé publique du Canada est responsable de cette revue, ses rédacteurs disposent d'un accès privilégié à des travaux de recherche sur les interventions nationales et à des occasions de partenariats avec divers organismes, comme les Instituts de recherche en santé du Canada, Statistique Canada, l'Institut national de santé publique du Québec, les Centers for Disease Control and Prevention des États-Unis et les ministères provinciaux de la santé. De surcroît, il s'agit de la seule revue bilingue dans le domaine des maladies chroniques à l'échelle nationale. Nous avons encore

beaucoup de chemin à parcourir, mais nous sommes bien lancés.

Références

1. Clayton A J. Éditorial – Rédacteur invité – Lancement d'un nouveau bulletin. Maladies chroniques au Canada. 1980 juin 1(1):1.

Éditorial

Maladie chronique ou maladies chroniques : Le tout diffère-t-il de la somme des parties?

R.A. Spasoff, M.D., rédacteur scientifique adjoint

Il y a environ 15 ans, j'ai passé une année sabbatique à l'Université d'Amsterdam. Quand je suis arrivé, j'ai naturellement fait le tour du personnel. Lorsque j'ai demandé à une professeure principale ses intérêts de recherche, elle m'a répondu « la maladie chronique ». « C'est bien, » je lui ai répondu, tenant pour acquis qu'elle parlait de recherche étiologique sur une ou plusieurs maladies chroniques. « Lesquelles? » Elle a été aussi mystifiée par ma question que je l'avais été par sa première réponse. En fait, elle étudiait la maladie chronique en tant que phénomène : ses répercussions sur les individus, les fournisseurs de soins et la société, ses répercussions sur les soins de santé, etc. Voici donc mon introduction à la maladie chronique (au singulier) comme sujet de recherche.

Depuis, je me rends de plus en plus compte que le phénomène de la maladie chronique *en général* est un sujet valable de recherche, d'enseignement, de politiques et de programmes. Les gérontologues utilisent une approche semblable depuis des années, s'intéressant plus souvent au fait qu'une personne est atteinte d'une ou plusieurs maladies chroniques et aux répercussions de celles-ci sur la santé, qu'à la maladie elle-même. (De toute évidence, c'est parfois par nécessité, étant donné qu'il peut s'avérer difficile d'établir un diagnostic précis chez des personnes très âgées.) La Classification internationale du fonctionnement, du handicap et de la santé[1] (CIF) et son prédécesseur, la Classification internationale des handicaps : déficiences, incapacités et désavantages, sont d'ailleurs fondées sur une pensée similaire, qui met l'accent sur la capacité de l'individu de réaliser des fonctions et des rôles plutôt que sur les maladies qui causent ces limites. Le titre de la publication américaine apparentée à *Maladies chroniques au Canada* (MCC), *Preventing Chronic Disease* (singulier), publiée par les Centers for Disease Control and Prevention (CDC), semble aller dans le même sens. Notez cependant l'utilisation du singulier et du pluriel dans les documents mentionnés dans le prochain paragraphe.

Les facteurs de risque de plusieurs maladies chroniques importantes se sont avérés remarquablement similaires, ce qui laisse croire que la prévention peut souvent se concentrer sur la maladie chronique en général plutôt que (ou ainsi que) sur les maladies chroniques individuelles. Dans son document *Prévention des maladies chroniques: un investissement vital*[2] l'OMS fait ressortir, peut-être trop (car il ignore le rôle des facteurs génétiques) que « des facteurs de risque courants et modifiables sont à l'origine des principales maladies chroniques. Ce sont ces facteurs qui permettent d'expliquer la grande majorité des décès par maladie chronique touchant les hommes comme les femmes à tous âges, dans toutes les parties du monde. » L'Alliance pour la prévention des maladies chroniques au Canada (APMCC, dont le slogan est « prévention des maladies chroniques au Canada »), dans son document énonçant la vision *Prévention primaire des maladies chroniques au Canada : un cadre d'action*, exige une approche globale et intégrée à la prévention primaire : ce qui a principalement stimulé l'élaboration d'un cadre de prévention primaire était l'intérêt partagé et la nécessité pour les stratégies nationales de lutte contre des maladies – cancer, accident cérébrovasculaire, santé du cœur, poumon, mode de vie sain et maladie chronique – d'harmoniser leurs contributions à la prévention primaire[3]. De nouveau, il semble que l'on se concentre souvent sur la maladie chronique en général. De toute évidence, nous devons tenir compte des maladies individuelles, en particulier pour leur traitement.

Le premier des quatre composants du cadre de l'APMCC est les ressources, qui comprend la recherche et l'innovation ainsi que l'échange de connaissances. *Maladies chroniques au Canada* est un bon moyen de diffuser ces activités; de plus, elle porte sur les maladies chroniques et la maladie chronique. Il est probable que la plupart de nos articles portaient sur celles-ci – conformément au pluriel de notre titre – mais nous aimerions recevoir plus d'articles sur celle-là.

Références

1. L'Organisation mondiale de la Santé. La Classification internationale du fonctionnement, du handicap et de la santé. Genève, L'Organisation mondiale de la Santé, 2001. Disponible de : http://www.who.int/classifications/icf/wha-fr.pdf

2. Le Gales-Camus C, Beaglehole R, Epping-Jordan J, Vita-Finzi L (dir.). L'Organisation mondiale de la Santé. Prévention des maladies chroniques: un investissement vital [Internet]. Genève, l'Organisation mondiale de la Santé, 2005. Disponible de : http://www.who.int/chp/chronic_disease_report/part1/fr/index.html

3. Garcia J, Riley B. Primary prevention of chronic diseases in Canada: a framework for action [Internet]. Ottawa (ON), l'Alliance pour la prévention des maladies chroniques au Canada, juillet 2008. Disponible de : http://www.cdpac.ca/media.php?mid=451

Analyse sociodémographique et géographique d'embonpoint et d'obésité chez les adultes canadiens, qui repose sur l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005

J. Slater, Ph. D. (1); C. Green, Ph. D. (4) ; G. Sevenhuysen, Ph. D. (1); J. O'Neil, Ph. D. (2); B. Edginton, Ph. D. (3)

Résumé

La présente étude, qui repose sur l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005, porte sur la répartition des cas d'embonpoint et d'obésité chez les adultes canadiens parmi les groupes sociodémographiques et géographiques. Les taux de prévalence d'embonpoint et d'obésité ont été calculés en fonction de certains indicateurs sociodémographiques établis à l'aide du modèle de régression de Poisson et ils ont été répartis géographiquement à l'aide de cartes choroplèthes. Le coefficient de Gini a été utilisé pour déterminer la répartition de la prévalence parmi les groupes à risque. Les conséquences possibles des stratégies de prévention axées sur la population à risque élevé par rapport aux stratégies axées sur la population générale sur la prévalence de l'obésité ont aussi été examinées. Parmi les adultes âgées de 25 à 64 ans, 17 % étaient obèses et 53 % faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses, les taux les plus élevés ayant été observés chez les groupes d'âge plus vieux ainsi que chez les personnes qui ne font pas d'activité physique, qui sont de race blanche, qui ont le statut de non-immigrant, qui ont un faible niveau de scolarité et qui vivent dans les régions des Prairies et de la côte est. En recalculant les taux d'obésité selon différents scénarios de prévention, nous avons constaté que les stratégies axées sur la population générale pouvaient permettre de réduire quatre fois plus les cas d'obésité que les stratégies axées sur la population à risque élevé, ce qui montre la nécessité d'adopter des stratégies axées sur une plus vaste population pour prévenir l'obésité au Canada.

Mots clés : *obésité, prévalence, prévention, politique, population, géographique*

Introduction

L'embonpoint et l'obésité constituent toujours des problèmes de santé publique importants au Canada[1,2]. Les études menées au cours des dernières décennies montrent que l'indice de masse corporelle (IMC) des adultes et des enfants a augmenté considérablement[3,4]. Cette augmentation s'est produite en dépit des nombreuses stratégies mises en œuvre pour régler les problèmes croissants de poids qui ont été observés[5,6]. Cette tendance à la hausse a nécessité une réévaluation des stratégies en vigueur pour mieux comprendre le phénomène de l'embonpoint et de l'obésité au sein de la population. À ce jour, les interventions dans le domaine de la santé publique ont été principalement axées sur les personnes à risque élevé et sur la promotion de « modes de vie sains » visant à susciter un changement de comportement individuel[5-7]. En raison de l'augmentation inquiétante du poids corporel de la population au cours des dernières décennies, il convenait d'examiner de nouveau la répartition des cas d'embonpoint et d'obésité au sein de la population. La présente étude porte donc sur la façon dont les cas d'embonpoint et d'obésité sont répartis chez les adultes canadiens parmi les groupes sociodémographiques et géographiques. Les résultats de l'étude fourniront aux planificateurs des programmes et des politiques de santé publique de précieux renseignements qu'ils pourront utiliser pour élaborer des interventions stratégiques efficaces visant à réduire la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité au sein de la population.

Méthodes

Sources de données

La présente analyse repose sur des données tirées du fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD) de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2005 (cycle 3.1) obtenues dans le cadre de l'Initiative de démocratisation des données[8] mise en œuvre à l'Université du Manitoba. La méthodologie de l'Enquête est décrite de façon détaillée dans un autre document[9]. Les IMC ont été calculés à partir de la taille et du poids autodéclarés. Même si l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 comporte un sous-échantillon de cas pour lesquels la taille et le poids avaient été mesurés, celui-ci était trop petit pour permettre le recours au modèle prédictif et à l'analyse géographique utilisés dans le cadre de la présente étude. Cette dernière porte uniquement sur des adultes âgés de 25 à 64 ans : la variable « études

Coordonnées des auteurs

1 Department of Human Nutritional Sciences, Université de Manitoba
2 Faculty of Health Sciences, Simon Fraser University
3 Department of Sociology, Université de Winnipeg
4 Department of Community Health Sciences, Université de Manitoba
Correspondance : Joyce Slater, Department of Human Nutritional Sciences, Université de Manitoba, Winnipeg, Manitoba, R3T 2N2; Tél. : 204-977-5678; Téléc. : 204-789-3905; Courriel : jslater@mts.net

secondaires » utilisée pour modéliser les taux d'embonpoint/obésité n'est significative que chez les adultes de 25 ans et plus et la mesure de l'IMC n'est valide que chez les adultes de moins de 65 ans.

Les cartes géographiques ont été établies à l'aide d'un fichier de cartes électroniques (en format « shape file ») importé du site Web de Statistique Canada[10]. Comme les régions sociosanitaires prises en considération dans le FMGD ont été réduites de 122 à 101 pour protéger la confidentialité des données, le fichier des régions sociosanitaires en format « shape file » a été modifié de la même façon afin d'en arriver à seulement 101 polygones. Cette opération a été effectuée à l'aide du programme ArcGIS 9.1[11].

Préparation et analyse des données

Les données de l'ESCC ont été importées à l'aide de la version 9 du logiciel STATA[12] et un programme a été élaboré pour extraire les fichiers des personnes âgées de 25 à 64 ans et pour coder les variables de l'enquête en variables nominales nécessaires à l'étude. Les personnes dont l'IMC était supérieur ou égal à 30 ont été classées dans la catégorie « Obèses », tandis que les personnes dont l'IMC était supérieur ou égal à 25 ont été classées dans la catégorie « En surpoids/obèses ».

Tous les calculs statistiques ont été faits à l'aide de la version 9 de STATA[12] et du module d'analyse des données de l'Enquête, laquelle utilisait les poids indiqués dans l'ESCC pour déterminer les paramètres estimés exacts pour les statistiques calculées. Comme l'ESCC est fondée sur un plan d'échantillonnage complexe, l'écart-type requis pour évaluer la signification statistique ne pouvait pas être estimé correctement à l'aide des techniques statistiques normalisées qui ne font pas appel à un plan d'échantillonnage complexe[9]. Pour déterminer avec exactitude l'écart-type associé aux statistiques, il fallait connaître les détails du plan d'enquête, notamment les identificateurs de strate et d'unité primaire d'échantillonnage. Les conséquences d'un plan d'enquête complexe sur les écarts estimés sont appelées « effet du plan d'enquête », ce qui correspond au rapport entre le véritable écart associé à l'enquête et un écart estimé comparable établi à partir d'un échantillon aléatoire simple de la population[13]. Statistique Canada suggère d'utiliser la méthode de rééchantillonnage *bootstrap* pour calculer les écarts-types exacts pour l'ESCC qui tiennent compte de l'effet du plan d'enquête. Cependant, la méthode *bootstrap* ne peut pas être utilisée avec le FMGD et ne permet pas d'utiliser deux des routines statistiques utilisées dans le cadre de la présente étude (modèle de régression de Poisson et coefficient de Gini).

Une méthode approximative[13] a été utilisée pour tenir compte de l'effet du plan d'enquête dans le calcul des intervalles de confiance estimés de 95 % pour toutes les routines statistiques utilisées dans le cadre de l'étude. Premièrement, le facteur « plan d'enquête » a été déterminé en prenant la racine carrée de l'effet du plan d'enquête moyen pour l'ESCC de 2005, qui est de 2,51[9]. L'écart réduit (z) utilisé pour calculer les intervalles de confiance de 95 % a ensuite été rééchelonné en fonction de l'effet du plan d'enquête ($z = 1,96*\sqrt{2,51} = 3,10$). Pour simplifier ce calcul avec STATA, les intervalles de confiance ont été établis à 0,998, ce qui équivaut sur le plan fonctionnel à utiliser un écart réduit de 3,10.

Pour décrire la répartition démographique et géographique de l'embonpoint et de l'obésité, des taux ont été calculés selon l'âge, le sexe et la région géographique, puis ils ont été normalisés le cas échéant en fonction de l'âge et/ou du sexe en utilisant la population de l'échantillon de l'ESCC de 2005 comme population-type. Des modèles géographiques ont été visualisés grâce à la production de cartes choroplèthes, et les taux d'embonpoint et d'obésité ont été classés en quintiles à l'aide de l'algorithme de séparations naturelles de Jenk présenté dans ArcGIS 9.1[11]. Pour définir les caractéristiques de la population associées à l'embonpoint et à l'obésité, nous avons utilisé l'analyse de régression de Poisson, ce qui nous a permis d'établir des rapports de taux, plus faciles à interpréter que les anciens ratios générés avec le modèle de régression logistique[14,15]. Les variables prédictives du modèle comprenaient le groupe d'âge, le sexe, le niveau de scolarité, la consommation de fruits et légumes, le niveau d'activité physique, le statut d'immigrant, le statut de minorité visible, le revenu du ménage et la sécurité alimentaire.

La signification de la variabilité des taux d'embonpoint et d'obésité sur la santé publique selon le statut d'immigrant, le niveau de scolarité, le revenu et la région géographique a été évaluée à l'aide du coefficient de Gini[16], une mesure de l'inégalité allant de 0 (égalité absolue dans les taux) à 1 (inégalité absolue dans les taux). Le coefficient de Gini a été utilisé précédemment pour examiner la variabilité géographique de la mortalité infantile[16], des infections transmissibles sexuellement[17] et de la campylobactériose[18]. Le coefficient de Gini est calculé en classant par ordre les catégories de risque de la plus faible à la plus élevée selon le taux de cas, en calculant une courbe de Lorenz, soit une représentation de la proportion cumulative de la population (axe x) par rapport à la proportion cumulative de cas dans chaque catégorie de risque (axe y), puis en calculant la zone entre l'axe de l'égalité et la courbe de Lorenz en tant que pourcentage de la zone totale sous l'axe de l'égalité (voir les figures 2a et 2b). Plus grand est le pourcentage de cas concentrés dans un petit nombre de catégories de risque (réparties de façon non proportionnelle par rapport à la population à risque), plus grande sera la déviation de la courbe de Lorenz vers le bas par rapport à l'axe de l'égalite et plus élevé sera le coefficient de Gini. Un coefficient de Gini élevé indique que la majorité des cas se trouvent dans une petite proportion de la population et qu'une intervention de santé publique devrait être axée uniquement sur les facteurs affectant cette population à risque élevé pour réussir à traiter ou à prévenir la majorité de ces cas. En revanche, un faible coefficient de Gini indique que les cas sont répartis de façon relativement égale parmi tous les groupes de population (même si certains petits groupes affichent des taux très élevés) et qu'une intervention de santé publique axée sur ces petits groupes à risque élevé permettrait de traiter ou de prévenir seulement un très petit pourcentage du nombre total de cas. Dans le cadre de la présente étude, les coefficients de Gini et les intervalles de confiance connexes

ont été calculés à l'aide du programme *Ineqerr* de Stata[11] et des courbes de Lorenz correspondantes établies avec EpiDat, version 3.1[12]. Des coefficients de Gini ont été calculés pour les régions géographiques (régions sociosanitaires), l'immigration, le niveau de scolarité et le revenu pour l'obésité et l'embonpoint/obésité.

Pour comprendre comment le succès des stratégies de prévention axées sur la population à risque élevé par rapport aux stratégies axées sur la population générale peut être freiné ou activé selon la distribution statistique (coefficient de Gini) des cas d'obésité dans la population, deux scénarios de prévention axés sur la population à risque élevé et deux scénarios axés sur la population générale ont été élaborés et leurs conséquences possibles sur la prévalence de l'obésité au sein de la population ont été mesurées. Des scénarios de prévention ont été élaborés pour l'obésité chez les adultes (des deux sexes) dans les régions sociosanitaires et pour l'obésité chez les femmes adultes selon les quintiles de revenu. Les scénarios de prévention axés sur la population à risque élevé avaient pour hypothèse que les interventions de santé publique permettraient de prévenir 50 % des cas d'obésité dans les 10 % de la population affichant le risque d'obésité le plus élevé, le nombre de cas prévenus étant déterminé directement par la représentation de la courbe de Lorenz. Les scénarios de prévention axés sur la population générale avaient pour hypothèse que la prévalence de l'obésité parmi tous les groupes de population pouvait être réduite au même niveau que le taux enregistré chez les groupes ayant obtenu les meilleurs résultats ou affichant le plus faible risque de l'étude. Dans le cadre de l'analyse selon les régions sociosanitaires, les taux d'obésité propres à certains âges dans les trois régions sociosanitaires affichant les taux les plus faibles (représentant 11 % de la population à l'étude) ont été appliqués à la totalité de la population à l'étude; dans le cadre de l'analyse des taux d'obésité chez les femmes selon le revenu, les taux d'obésité propres à certains âges du quintile affichant le taux le plus faible (revenu du ménage > 80 000 $; 35 % de la population) ont été appliqués à la totalité de la population à l'étude. Pour tous les scénarios, le nombre de cas d'obésité prévenus et le pourcentage de réduction de la prévalence de l'obésité ont été calculés.

Résultats

En 2005, presque trois millions (17,31 %) d'adultes canadiens âgés de 25 à 64 ans étaient obèses, tandis que près de neuf millions d'adultes canadiens (52,74 %) étaient en surpoids/obèses (tableau 1). Les taux d'obésité et d'embonpoint/obésité les plus élevés ont été observés chez les hommes et augmentaient considérablement avec l'âge chez la population des deux sexes.

L'analyse de régression de Poisson a révélé que les taux d'obésité et d'embonpoint/obésité étaient définis dans une large mesure par les caractéristiques démographiques de la population à l'étude. Cette corrélation était plus prononcée pour l'obésité que pour l'embonpoint/obésité ainsi que pour les femmes comparativement aux hommes. Les tableaux 2a et 2b montrent les résultats de l'analyse de régression de Poisson sous forme de rapports de taux. Un rapport de taux (RT) correspond au ratio du taux de prévalence dans la catégorie d'intérêt par rapport au taux de

TABLEAU 1

Nombre d'adultes (25-64 ans) obèses* et en surpoids/obèses†, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005

OBÈSES						
	Femmes		Hommes		Deux sexes	
Groupe d'âge	Cas	Cas/100 (95 % IC)	Cas	Cas/100 (95 % IC)	Cas	Cas/100 (95 % IC)
25-34	242 903	12,81 (11,45, 14,18)	312 594	15,42 (13,81, 17,02)	555 497	14,16 (13,10, 15,22)
35-44	329 047	13,83 (12,32, 15,34)	453 461	17,76 (16,11, 19,41)	782 508	15,86 (14,74, 16,99)
45-54	410 160	17,55 (15,64, 19,46)	474 471	20,36 (18,20, 22,52)	884 630	18,95 (17,51, 20,40)
55-64	333 358	19,42 (17,74, 21,10)	388 590	21,98 (19,88, 24,08)	721 948	20,72 (19,37, 22,07)
Tous âges	1 315 467	15,79 (14,96, 16,63)	1 629 116	18,77 (17,82, 19,72)	2 944 583	17,31 (16,68, 17,95)

EN SURPOIDS ET OBÈSES						
	Femmes		Hommes		Deux sexes	
Groupe d'âge	Cas	Cas/100 (95 % IC)	Cas	Cas/100 (95 % IC)	Cas	Cas/100 (95 % IC)
25-34	637 572	33,63 (31,57, 35,68)	1 090 256	53,78 (51,51, 56,05)	1 727 828	44,05 (42,47, 45,62)
35-44	922 299	38,76 (36,53, 40,98)	1 585 951	62,11 (58,95, 64,27)	2 508 250	50,85 (49,26, 52,44)
45-54	1 080 994	46,25 (43,61, 48,89)	1 511 101	64,83 (62,21, 67,45)	2 592 095	55,53 (53,63, 57,44)
55-64	955 247	55,65 (53,37, 57,93)	1 187 170	67,10 (64,68, 69,63)	2 142 417	61,50 (59,80, 63,19)
Tous âges	3 596 112	43,17 (41,98, 44,36)	5 374 478	61,92 (60,72, 63,13)	8 970 590	52,74 (51,88, 53,61)

* IMC ≥ 30

† IMC ≥ 25

Abréviations : IMC, indice de masse corporelle; IC, intervale de confiance

TABLEAU 2a

Analyse de régression de Poisson, adultes obèses* (25-64 ans), Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005

	Femmes		Hommes		Deux sexes	
Prédicteur	**RT (95 % IC)**	**Cas**	**RT (95 % IC)**	**Cas**	**RT (95 % IC)**	**Cas**
Groupe d'âge†						
25-34‡	1,00	242 903	1,00	312 549	1,00	555 497
35-44	1,08 (0,93, 1,26)	329 047	1,15 (1,10, 1,32)§	453 461	1,12 (1,04, 1,24)§	782 508
45-54	1,37 (1,17, 1,60)§	410 160	1,32 (1,14, 1,53)§	474 471	1,34 (1,20, 1,49)§	884 630
55-64	1,52 (1,32, 1,74)§	333 358	1,43 (1,24, 1,64)§	388 590	1,46 (1,32, 1,62)§	721 948
Sexe						
Homme‡	–	–	–	–	1,00	1 629 116
Femme	–	–	–	–	0,84 (0,78, 0,91)§	1 315 467
Fruits et légumes†						
< 5x/jour	1,15 (0,78, 1,69)	423 385	1,22 (0,78, 1,91)	667 688	1,19 (0,88, 1,59)	1 091 073
5-10x/jour	1,02 (0,69, 1,52)	317 615	0,98 (0,62, 1,55)	246 134	1,00 (0,74, 1,35)	563 749
> 10x/jour‡	1,00	29 008	1,00	20 571	1,00	49 579
Activité physique†						
Actif‡	1,00	181 269	1,00	303 724	1,00	484 992
Moyennement actif	1,39 (1,16, 1,66)§	300 577	1,23 (1,05, 1,45)§	383 320	1,29 (1,14, 1,45)§	683 896
Inactif	2,01 (1,72, 2,36)§	823 720	1,48 (1,29, 1,70)§	916 999	1,68 (1,52, 1,87)§	1 740 719
Immigration†¶						
≤ 9 ans‡	1,00	39 324	1,00	48 298	1,00	
≥ 10 ans	1,47 (0,90, 2,41)	173 104	1,29 (0,75, 2,21)	179 361	1,37 (0,95, 1,99)	87 622
Non-immigrant	1,98 (1,24, 3,15)§	1 103 039	2,09 (1,26, 3,47)§	1 401 458	2,04 (1,44, 2,89)§	352 465
Culture/Race†¶						
Minorité visible‡	1,00	160 140	1,00	180 998	1,00	341 138
Blanc	1,35 (1,12, 1,64)§	1 138 427	1,53 (1,25, 3,47)§	1 410 287	1,45 (1,26, 1,66)§	2 548 713
Études†¶						
< Dipl. études sec.	1,69 (1,44, 1,99)§	108 941	1,15 (0,96, 1,38)	85 064	1,40 (1,24, 1,58)§	194 005
Dipl. études sec.	1,42 (1,21, 1,66)§	154 345	1,18 (1,02, 1,37)§	166 622	1,29 (1,15, 1,43)§	320 967
Certaines ét. sec.	1,53 (1,25, 1,87)§	90 428	1,15 (0,93, 1,43)	88 776	1,32 (1,14, 1,52)§	179 204
Études post-sec.‡	1,00	883 344	1,00	1 132 957	1,00	2 016 301
Revenu du ménage†¶						
< 15 000 $	1,95 (1,59, 2,39)§	89 606	0,92 (0,73, 1,15)	51 960	1,33 (1,15, 1,54)§	141 566
15-29 999 $	1,72 (1,44, 2,06)§	158 826	0,98 (0,82, 1,17)	106 427	1,27 (1,13, 1,44)§	265 253
30-49 999 $	1,69 (1,42, 2,00)§	288 184	0,97 (0,84, 1,12)	248 683	1,23 (1,11, 1,37)§	536 866
50-79 999 $	1,39 (1,18, 1,64)§	337 446	1,10 (0,97, 1,25)	457 773	1,20 (1,08, 1,32)§	795 219
≥ 80 000 $‡	1,00	301 465	1,00	597 414	1,00	898 879
Sécurité alimentaire†¶						
Sécurité‡	1,00	972 905	1,00	1 286 838	1,00	2 259 743
Insécurité-sans faim	1,76 (1,40, 2,22)§	67 940	0,98 (0,70, 1,38)	33 550	1,39 (1,15, 1,69)§	101 490
Insécurité-modérée	1,99 (1,52, 2,60)§	40 183	1,00 (0,68, 1,48)	15 296	1,56 (1,24, 1,95)§	55 479
Insécurité-grave	1,73 (0,90, 3,33)	7 858	1,11 (0,57, 2,15)	6 312	1,39 (0,88, 2,19)	14 170

* IMC ≥ 30

† ajusté en fonction du sexe pour la catégorie « Deux sexes » seulement

‡ groupe de référence

¶ ajusté en fonction de l'âge

¤ ajusté en fonction de l'âge et du sexe pour la catégorie « Deux sexes » seulement

§ significatif à $p = 0,002$

Abréviations : IMC, indice de masse corporelle; IC, intervalle de confiance; RT, rapport de taux

TABLEAU 2b

Analyse de régression de Poisson, adultes en surpoids/obèses* (25-64 ans), Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005

	Femmes		Hommes		Deux sexes	
Prédicteur	**RT (95 % IC)**	**Cas**	**RT (95 % IC)**	**Cas**	**RT (95 % IC)**	**Cas**
Groupe d'âge‖						
25-34‡	1,00	637 572	1,00	1 090 256	1,00	1 727 828
35-44	1,15 (1,06, 1,25)§	922 299	1,15 (1,09, 1,22)§	1 585 951	1,15 (1,10, 1,21)§	2 508 250
45-54	1,38 (1,27, 1,50)§	1 080 994	1,21 (1,14, 1,28)§	1 511 101	1,26 (1,20, 1,32)§	2 592 095
55-64	1,65 (1,54, 1,78)§	955 247	1,25 (1,18, 1,32)§	1 187 170	1,39 (1,33, 1,46)§	2 142 417
Sexe†						
Homme‡	–	–	–	–	1,00	5 374 478
Femme	–	–	–	–	0,70 (0,67, 0,72)§	3 596 112
Fruits et légumes#						
< 5x/jour	1,02 (0,84, 1,25)	1 139 785	1,09 (0,91, 1,29)	2 154 975	1,05 (0,92, 1,20)	3 294 758
5-10x/jour	0,97 (0,80, 1,19)	913 057	1,04 (0,87, 1,24)	940 696	1,00 (0,87, 1,14)	1 853 753
> 10x/jour‡	1,00	87 329	1,00	74 918	1,00	162 246
Activité physique#						
Actif	1,00	647 576	1,00	1 268 731	1,00	1 916 308
Moyennement actif	1,18 (1,08, 1,28)§	910 129	1,04 (0,99, 1,10)	1 351 167	1,09 (1,04, 1,14)§	2 261 296
Inactif	1,37 (1,27, 1,48)§	2 009 411	1,04 (0,99, 1,09)	2 679 689	1,15 (1,11, 1,20)§	4 689 100
Immigration#						
≤ 9 ans‡	1,00	145 252	1,00	249 879	1,00	395 130
≥ 10 ans	1,21 (0,97, 1,50)	533 770	1,13 (0,97, 1,31)	776 447	1,16 (1,02, 1,31)§	1 310 217
Non-immigrant	1,40 (1,15, 1,71)§	2 917 090	1,29 (1,13, 1,48)§	4 348 153	1,33 (1,19, 1,49)§	7 265 242
Culture/Race#						
Minorité visible‡	1,00	475 260	1,00	710 468	1,00	1 185 728
Blanc	1,21 (1,10, 1,34)§	3 049 991	1,27 (1,18, 1,37)§	4 534 480	1,25 (1,17, 1,33)§	7 584 470
Études#						
< Dipl. études sec.	1,36 (1,25, 1,47)§	255 474	0,98 (0,91, 1,05)	241 266	1,15 (1,09, 1,21)§	496 740
Dipl. études sec.	1,21 (1,12, 1,31)§	379 298	1,03 (0,97, 1,10)	495 401	1,11 (1,05, 1,16)§	874 699
Certaines ét. sec.	1,23 (1,10, 1,37)§	207 534	0,99 (0,90, 1,08)	260 348	1,08 (1,01, 1,16)§	467 882
Études post-sec.‡	1,00	2 524 264	1,00	3 874 291	1,00	6 398 556
Revenu du ménage#						
< 15 000 $	1,27 (1,14, 1,43)§	195 229	0,76 (0,68, 0,86)§	154 021	0,97 (0,89, 1,05)	349 250
15-29 999 $	1,21 (1,10, 1,33)§	371 437	0,79 (0,73, 0,87)§	309 627	0,96 (0,90, 1,02)	681 064
30-49 999 $	1,25 (1,15, 1,36)§	706 962	0,86 (0,81, 0,92)§	792 320	1,00 (0,95, 1,05)	1 499 283
50-79 999 $	1,15 (1,06, 1,24)§	911 915	0,97 (0,92, 1,01)	1 444 676	1,02 (0,98, 1,07)	2 356 590
≥ 80 000 $‡	1,00	985 790	1,00	2 140 754	1,00	3 126 544
Sécurité alimentaire#						
Sécurité‡	1,00	2 782 467	1,00	4 341 777	1,00	7 124 244
Insécurité-sans faim	1,31 (1,15, 1,49)§	145 053	0,94 (0,81, 1,08)	110 069	1,12 (1,01, 1,23)§	255 122
Insécurité-modérée	1,45 (1,25, 1,68)§	83 672	0,90 (0,75, 1,07)	46 576	1,18 (1,05, 1,33)§	130 248
Insécurité-grave	1,39 (1,01, 1,93)§	17 943	0,85 (0,63, 1,13)	16 371	1,07 (0,84, 1,35)	34 314

* IMC ≥ 25

† ajusté en fonction du sexe pour la catégorie « Deux sexes » seulement

‡ groupe de référence

‖ ajusté en fonction de l'âge

ajusté en fonction de l'âge et du sexe pour la catégorie « Deux sexes » seulement

§ significatif à $p < 0,002$

Abréviations : IMC, indice de masse corporelle; IC, intervalle de confiance; RT, rapport de taux

FIGURE 1a

Prévalence de l'obésité (IMC ≥ 30) chez les adultes, selon la région sociosanitaire, l'âge et le sexe normalisés de la population canadienne de 2005 (de 25 à 64 ans), Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005

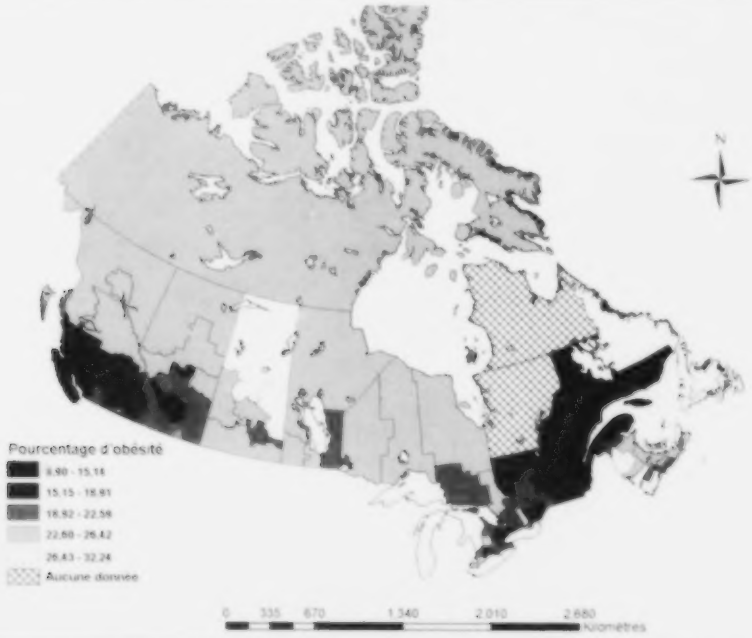


FIGURE 1b

Prévalence de l'embonpoint et de l'obésité (IMC ≥ 25) chez les adultes, selon la région sociosanitaire, l'âge et le sexe normalisés de la population canadienne de 2005 (de 25 à 64 ans), Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005

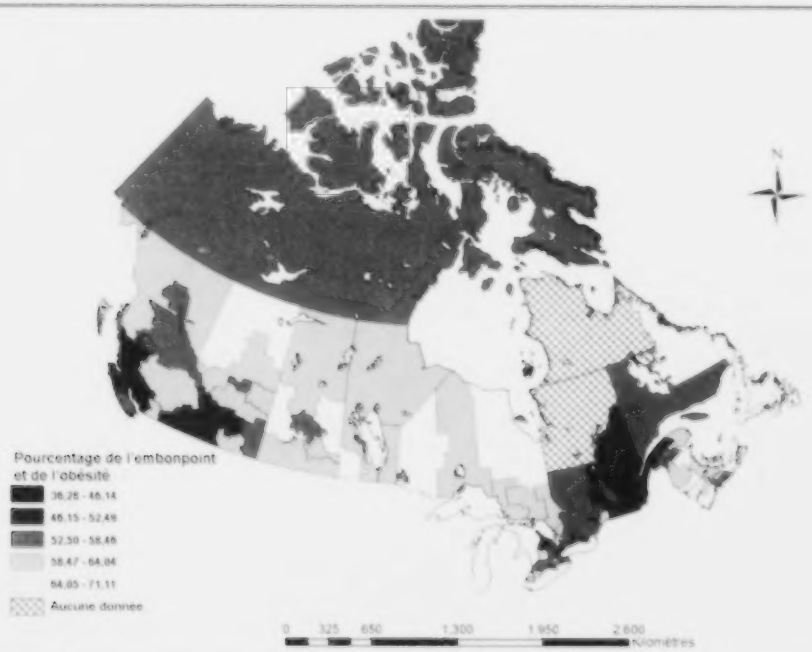


TABLEAU 3

Analyse du coefficient de Gini pour la prévalence des adultes (25-64 ans) obèses[1] et en surpoids/obèses[2], Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005

	OBÈSES			EN SURPOIDS/OBÈSES		
	Femmes (95 % IC)	Hommes (95 % IC)	Deux sexes (95 % IC)	Femmes (95 % IC)	Hommes (95 % IC)	Deux sexes (95 % IC)
Immigration	0,060 (0,000, 0,160)	0,078 (0,000, 0,170)	0,070 (0,000, 0,167)	0,032 (0,000, 0,107)	0,026 (0,000, 0,065)	0,029 (0,000, 0,082)
Études	0,086 (0,003, 0,169)	0,030 (0,000, 0,064)	0,055 (0,000, 0,113)	0,049 (0,000, 0,102)	0,004 (0,000, 0,016)	0,022 (0,001, 0,043)
Revenu	0,129 (0,011, 0,247)	0,026 (0,000, 0,057)	0,052 (0,000, 0,104)	0,056 (0,006, 0,106)	0,040 (0,003, 0,077)	0,011 (0,000, 0,024)
Géographie	0,169 (0,134, 0,204)	0,156 (0,105, 0,207)	0,153 (0,120, 0,186)	0,094 (0,069, 0,119)	0,066 (0,043, 0,089)	0,076 (0,053, 0,099)

[1] IMC ≥ 30

[2] IMC ≥ 25

Abréviations : IMC, indice de masse corporelle; IC, intervalle de confiance

TABLEAU 4

Conséquences possibles des scénarios de prévention de l'obésité[1] : interventions axées sur la population à risque élevé par rapport aux interventions axées sur la population générale

	Analyse : région géographique (région sociosanitaire)	Analyse : revenu des femmes
Pas de prévention (selon l'ESCC)		
Cas observés	2 944 583	1 315 467
Taux observé	17,3/100	15,8/100
Scénarios de prévention		
Risque élevé[2]		
Cas prévenus	265 012	85 505
Cas restants	2 679 571	1 229 961
Taux	15,8/100	14,8/100
% de diminution du taux	9 %	6,5 %
Population générale[3]		
Cas prévenus	1 064 341	333 040
Cas restants	1 880 242	982 426
Taux	11,1/100	11,8/100
% de diminution du taux	36,1 %	25,3 %

[1] IMC ≥ 30

[2] Prévention de 50 % des cas d'obésité dans 10 % de la population à risque élevé

[3] Réduction de la prévalence de l'obésité chez tous les groupes de population au taux du groupe le moins à risque

prévalence dans la catégorie de référence ou de comparaison. Comme le montre le tableau 2a, les taux d'obésité étaient 1,52 fois plus élevés chez les femmes du groupe d'âge le plus vieux (de 55 à 64 ans) que chez les femmes du groupe d'âge le plus jeune (de 25 à 34 ans) et ils étaient 2,01 fois plus élevés dans le groupe des personnes faisant le moins d'activité physique que dans celui de celles qui en faisaient le plus. De la même façon, comparativement à la catégorie de référence, des taux considérablement plus élevés d'obésité ont été observés chez les femmes de race blanche (RT = 1,35), qui n'étaient pas des immigrantes (RT = 1,98), qui n'avaient pas de diplôme d'études secondaires (RT = 1,69), dont le revenu annuel du ménage était inférieur à 15 000 $ (RT = 1,95) et dont le niveau d'insécurité alimentaire était modéré (RT = 1,99). Chez les hommes, on a observé que les taux d'obésité variaient considérablement et étaient similaires à ceux des femmes, mais uniquement pour ce qui est de l'âge (RT = 1,43), du niveau d'activité physique (RT = 1,48), du statut de non-immigrant (RT = 2,09) et du fait d'être de race blanche (RT = 1,53). Pour les deux sexes combinés, des rapports de taux significatifs ont été observés pour l'âge, le sexe, l'activité physique, le statut de non-immigrant et de race blanche, le niveau de scolarité, le revenu du ménage et la sécurité alimentaire. Paradoxalement, la relation entre l'obésité et le niveau de scolarité ne variait pas de façon linéaire, des taux d'obésité plus élevés (RT = 1,32) ayant été observés chez les personnes ayant fait certaines études post-secondaires que chez les participants ayant fait seulement des études secondaires. Des tendances semblables, quoique moins marquées, ont été observées dans les cas d'embonpoint/obésité (tableau 2b).

Les taux d'obésité (figure 1a) varient selon la région sociosanitaire, le plus faible étant de 8,90 % et le plus élevé, de 32,24 %. Les taux d'obésité les plus élevés ont été observés en Saskatchewan, dans le centre-sud du Manitoba et sur la côte est (Terre-Neuve-et-Labrador et Nouveau-Brunswick), tandis que les taux les plus faibles ont été observés dans le sud de la Colombie-Britannique, dans le centre de l'Alberta, dans le sud de l'Ontario et au Québec. Les grands centres urbains de Vancouver et de la région du Lower Mainland de la Colombie-Britannique, de Calgary, d'Ottawa, de Montréal et de Toronto font partie des régions affichant les taux les plus bas. Des profils géographiques similaires ont été observés pour les taux d'embonpoint/obésité (figure 1b), le taux le plus faible étant de 36,28 % et le taux le plus élevé, de 71,11 %.

Même si on a constaté que les taux d'obésité et d'embonpoint/obésité variaient considérablement selon le statut d'immigrant, le niveau de scolarité, le revenu et la région géographique, les très faibles valeurs du coefficient de Gini observées (tableau 3) donnent à penser que, pour l'ensemble de

TABLEAU 3

Analyse du coefficient de Gini pour la prévalence des adultes (25-64 ans) obèses* et en surpoids/obèses†, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005

	OBÈSES			EN SURPOIDS/OBÈSES		
	Femmes (95 % IC)	Hommes (95 % IC)	Deux sexes (95 % IC)	Femmes (95 % IC)	Hommes (95 % IC)	Deux sexes (95 % IC)
Immigration	0,060 (0,000, 0,160)	0,078 (0,000, 0,170)	0,070 (0,000, 0,167)	0,032 (0,000, 0,107)	0,026 (0,000, 0,065)	0,029 (0,000, 0,082)
Études	0,086 (0,003, 0,169)	0,030 (0,000, 0,064)	0,055 (0,000, 0,113)	0,049 (0,000, 0,102)	0,004 (0,000, 0,016)	0,022 (0,001, 0,043)
Revenu	0,129 (0,011, 0,247)	0,026 (0,000, 0,057)	0,052 (0,000, 0,104)	0,056 (0,006, 0,106)	0,040 (0,003, 0,077)	0,011 (0,000, 0,024)
Géographie	0,169 (0,134, 0,204)	0,156 (0,105, 0,207)	0,153 (0,120, 0,186)	0,094 (0,069, 0,119)	0,066 (0,043, 0,089)	0,076 (0,053, 0,099)

* IMC ≥ 30

† IMC ≥ 25

Abréviations : IMC, indice de masse corporelle; IC, intervalle de confiance

TABLEAU 4

Conséquences possibles des scénarios de prévention de l'obésité* : interventions axées sur la population à risque élevé par rapport aux interventions axées sur la population générale

	Analyse : région géographique (région sociosanitaire)	Analyse : revenu des femmes
Pas de prévention (selon l'ESCC)		
Cas observés	2 944 583	1 315 467
Taux observé	17,3/100	15,8/100
Scénarios de prévention		
Risque élevé†		
Cas prévenus	265 012	85 505
Cas restants	2 679 571	1 229 961
Taux	15,8/100	14,8/100
% de diminution du taux	9 %	6,5 %
Population générale‡		
Cas prévenus	1 064 341	333 040
Cas restants	1 880 242	982 426
Taux	11,1/100	11,8/100
% de diminution du taux	36,1 %	25,3 %

* IMC ≥ 30

† Prévention de 50 % des cas d'obésité dans 10 % de la population à risque élevé

‡ Réduction de la prévalence de l'obésité chez tous les groupes de population au taux du groupe le moins à risque

prévalence dans la catégorie de référence ou de comparaison. Comme le montre le tableau 2a, les taux d'obésité étaient 1,52 fois plus élevés chez les femmes du groupe d'âge le plus vieux (de 55 à 64 ans) que chez les femmes du groupe d'âge le plus jeune (de 25 à 34 ans) et ils étaient 2,01 fois plus élevés dans le groupe des personnes faisant le moins d'activité physique que dans celui de celles qui en faisaient le plus. De la même façon, comparativement à la catégorie de référence, des taux considérablement plus élevés d'obésité ont été observés chez les femmes de race blanche (RT = 1,35), qui n'étaient pas des immigrantes (RT = 1,98), qui n'avaient pas de diplôme d'études secondaires (RT = 1,69), dont le revenu annuel du ménage était inférieur à 15 000 $ (RT = 1,95) et dont le niveau d'insécurité alimentaire était modéré (RT = 1,99). Chez les hommes, on a observé que les taux d'obésité variaient considérablement et étaient similaires à ceux des femmes, mais uniquement pour ce qui est de l'âge (RT = 1,43), du niveau d'activité physique (RT = 1,48), du statut de non-immigrant (RT = 2,09) et du fait d'être de race blanche (RT = 1,53). Pour les deux sexes combinés, des rapports de taux significatifs ont été observés pour l'âge, le sexe, l'activité physique, le statut de non-immigrant et de race blanche, le niveau de scolarité, le revenu du ménage et la sécurité alimentaire. Paradoxalement, la relation entre l'obésité et le niveau de scolarité ne variait pas de façon linéaire, des taux d'obésité plus élevés (RT = 1,32) ayant été observés chez les personnes ayant fait certaines études post-secondaires que chez les participants ayant fait seulement des études secondaires. Des tendances semblables, quoique moins marquées, ont été observées dans les cas d'embonpoint/obésité (tableau 2b).

Les taux d'obésité (figure 1a) varient selon la région sociosanitaire, le plus faible étant de 8,90 % et le plus élevé, de 32,24 %. Les taux d'obésité les plus élevés ont été observés en Saskatchewan, dans le centre-sud du Manitoba et sur la côte est (Terre-Neuve-et-Labrador et Nouveau-Brunswick), tandis que les taux les plus faibles ont été observés dans le sud de la Colombie-Britannique, dans le centre de l'Alberta, dans le sud de l'Ontario et au Québec. Les grands centres urbains de Vancouver et de la région du Lower Mainland de la Colombie-Britannique, de Calgary, d'Ottawa, de Montréal et de Toronto font partie des régions affichant les taux les plus bas. Des profils géographiques similaires ont été observés pour les taux d'embonpoint/obésité (figure 1b), le taux le plus faible étant de 36,28 % et le taux le plus élevé, de 71,11 %.

Même si on a constaté que les taux d'obésité et d'embonpoint/obésité variaient considérablement selon le statut d'immigrant, le niveau de scolarité, le revenu et la région géographique, les très faibles valeurs du coefficient de Gini observées (tableau 3) donnent à penser que, pour l'ensemble de

FIGURE 2a

Coefficient de Gini, obésité (IMC ≥ 30) chez les adultes (hommes et femmes, 25-64 ans), selon la région sociosanitaire

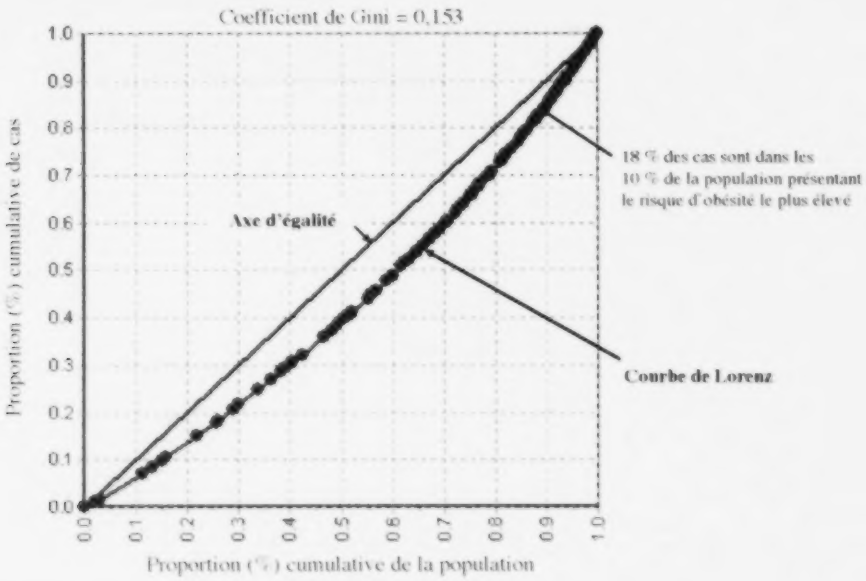
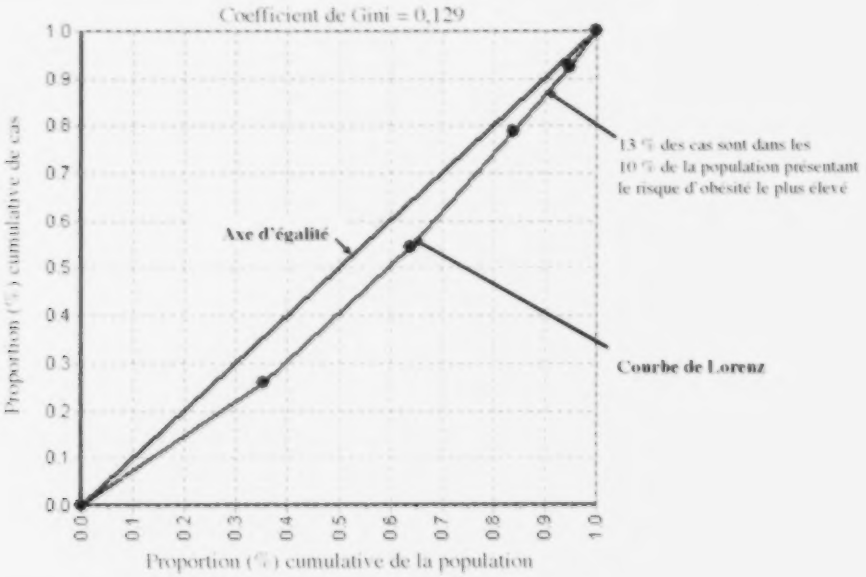


FIGURE 2b

Coefficient de Gini, obésité (IMC ≥ 30) chez les adultes (femmes, 25-64 ans), selon le revenu



la population, le nombre cumulatif de cas d'obésité et d'embonpoint sont répartis de façon relativement égale par rapport à la population cumulative dans chaque catégorie de risque. Dans le cadre de l'étude, les coefficients de Gini les plus élevés ont été observés pour le taux d'obésité selon la région géographique (0,153-0,169) et le taux d'obésité chez les femmes selon le revenu (0,129), mais ces valeurs se rapprochent davantage du 0 (égalité absolue) que du 1 (inégalité absolue). Les courbes de Lorenz (figures 2a et 2b) montrent que, dans le cas des régions géographiques (pour les deux sexes), avec un coefficient de Gini de 0,153, seulement 18 % des cas d'obésité se trouvent dans les 10 % de la population qui, selon la région géographique, affiche le taux le plus élevé de risque d'obésité; dans le cas du revenu, avec un coefficient de Gini de 0,129, seulement 13 % des cas d'obésité se trouvent dans les 10 % de la population qui, selon le revenu, affiche le risque d'obésité le plus élevé.

Le recalcul des taux d'obésité selon les différents scénarios de prévention montre que les scénarios axés sur la population générale permettraient de réduire les cas d'obésité quatre fois plus que les scénarios axés sur la population à risque élevé. Comme le montre le tableau 4, la stratégie de prévention axée sur la population générale permettrait de réduire de 1 064 341 et de 330 040 les cas d'obésité selon la région géographique et le revenu des femmes respectivement, comparativement à 265 012 et à 85 505 cas avec le scénario de prévention axé sur la population à risque élevé. Seules de modestes diminutions de la prévalence ont été observées pour les scénarios axés sur la population à risque élevé (région géographique : de 17,3 % à 15,8 %; revenu des femmes : de 15,8 % à 14,8 %), tandis que des diminutions plus considérables ont été observées avec les scénarios axés sur la population générale (région sociosanitaire : de 17,3 % à 11,1 %; revenu des femmes : de 15,8 % à 11,8 %).

Analyse

La présente étude montre qu'il existe une variabilité significative dans les taux d'embonpoint et d'obésité parmi les groupes géographiques et sociodémographiques. L'âge, l'inactivité physique, le revenu, le niveau de scolarité, le statut de non-immigrant, le statut racial (race blanche) et l'insécurité alimentaire modérée constituent des prédicteurs des divers degrés d'embonpoint et d'obésité observés chez les hommes et chez les femmes. Les taux les plus faibles d'embonpoint et d'obésité ont été observés dans les grands centres urbains.

Tant chez les hommes que chez les femmes, l'augmentation de l'âge constitue un important prédicteur du taux élevé d'embonpoint et d'obésité, ce qui n'a rien d'étonnant étant donné que le métabolisme ralentit avec l'âge, ce qui accroît le risque de gain de poids[20,21]. Il convient toutefois de noter que des taux d'obésité et d'embonpoint nettement plus élevés que par le passé ont été observés chez les groupes d'âge plus jeunes[4,22]. Katzmarzyk[23] a aussi montré qu'il y a maintenant un plus grand nombre d'hommes et de femmes qui se classent dans les catégories d'obésité supérieures, c'est-à-dire la classe II (IMC = 35-39,99) ou la classe III (IMC ≥ 40), par rapport aux années précédentes. Ces données montrent que les Canadiens prennent du poids de façon accélérée à un âge plus jeune, une conclusion étayée par les taux d'obésité de plus en plus élevés actuellement observés chez les enfants au Canada[2].

Même si le revenu du ménage est un important prédicteur de l'embonpoint et de l'obésité chez les femmes, où les taux d'obésité les plus élevés ont été observés dans le quartile de revenu le plus faible, paradoxalement, chez les hommes, le faible revenu n'est pas associé à des taux élevés d'embonpoint et d'obésité et semble avoir une fonction de protection. La raison de cette différence n'est pas claire et doit faire l'objet d'une étude plus poussée.

L'insécurité alimentaire est aussi un prédicteur de l'embonpoint et de l'obésité, mais seulement chez les femmes. L'insécurité alimentaire est directement liée au faible revenu[24] et la situation des femmes pauvres est souvent exacerbée par le fait d'être parent unique. Paradoxalement, ce facteur semble contribuer à augmenter l'IMC. Le faible revenu et l'insécurité alimentaire peuvent obliger les femmes à recourir à une aide alimentaire, comme les banques alimentaires. Les aliments offerts dans les banques alimentaires ont souvent une haute teneur énergétique et une faible valeur nutritionnelle et ils peuvent contribuer à l'embonpoint et à l'obésité ainsi qu'à des problèmes de santé[25].

Le faible niveau de scolarité est un prédicteur de l'embonpoint et de l'obésité chez les femmes uniquement, ce qui peut s'expliquer par le faible revenu étant donné que les femmes ayant un faible niveau de scolarité gagnent beaucoup moins d'argent que les hommes ayant des niveaux de scolarité similaires[26].

Le statut d'immigrant récent semble être un facteur de protection contre l'embonpoint et l'obésité, peut-être parce qu'un grand nombre de nouveaux arrivants sont originaires de pays où les taux d'embonpoint et d'obésité sont faibles. Ainsi, 57,7 % des nouveaux arrivants au Canada en 2001 étaient originaires de pays asiatiques qui viennent d'entrer dans la « transition nutritionnelle »[27], phénomène qui décrit l'adoption rapide par un pays d'un régime alimentaire de style occidental comportant une grande quantité d'aliments d'origine animale à forte teneur énergétique et d'aliments transformés[28]. Dans ces pays, l'indice de masse corporelle des habitants augmente rapidement, mais il n'a pas encore atteint le niveau actuellement observé au Canada. Ce profil d'immigration peut expliquer les faibles taux d'embonpoint et d'obésité observés dans les grands centres urbains de Vancouver et de la région du Lower Mainland de la Colombie-Britannique, de Calgary, de Toronto, d'Ottawa et de Montréal, étant donné que la majorité des nouveaux arrivants au Canada (80 % en 2001) s'établissent dans ces centres[27].

Le statut de minorité visible constitue aussi un important prédicteur d'un faible IMC. Cette constatation contredit les conclusions d'études menées ailleurs, qui révèlent que les membres des minorités visibles comme les populations noire et hispanique des États-Unis présentent un risque élevé d'embonpoint et d'obésité[29]. Cela peut aussi s'expliquer par le fait qu'un

plus grand nombre de nouveaux arrivants non blancs au Canada ont des IMC moins élevés et des habitudes alimentaires qui précèdent la transition nutritionnelle dans leurs pays d'origine. Les populations noires et hispaniques habitent aux États-Unis depuis beaucoup plus longtemps et elles affichent généralement des taux de pauvreté plus élevés.

On a aussi observé qu'un faible taux d'activité physique constituait un prédicteur de l'embonpoint et de l'obésité chez les deux sexes, ce qui n'est pas étonnant étant donné que la sédentarité est associée à la prise de poids[40,51]. Cependant, la faible consommation de fruits et légumes n'est pas associée à un IMC plus élevé. D'autres études devront être menées pour déterminer le rôle des fruits et légumes dans le maintien du poids corporel.

Même si la présente étude a montré qu'il existait des variations entre les groupes sociodémographiques et les régions géographiques, l'analyse de Gini donne à penser que ces différences sont moins significatives qu'elles ne le paraissent à première vue. Même s'il semble y avoir des groupes plus susceptibles d'afficher des taux très élevés d'obésité et d'embonpoint, les taux élevés observés parmi tous les groupes sociodémographiques et géographiques donnent à penser que les « causes » de l'embonpoint et de l'obésité sont aussi largement dispersées et touchent tous les groupes de population. Cette observation est compatible avec la stratégie axée sur la population de Rose[52]. En effet, Rose affirme qu'il est impératif de savoir dans quelle mesure la charge de morbidité (nombre absolu de cas) est comprimée dans un groupe identifiable où une exposition accrue augmente le risque personnel. Si la charge n'est pas fortement concentrée dans des sous-populations à risque élevé identifiables de petite taille (associées à un faible coefficient de Gini), alors une stratégie de prévention axée sur la population à risque élevé aura peu d'effets sur la santé de la population, étant donné que la plupart des cas se trouvent à l'extérieur du groupe à risque élevé. Dans le contexte canadien actuel, cette théorie a été confirmée de façon empirique par les résultats de l'étude. Comme nous l'avons montré, les scénarios de prévention axés sur les populations à risque élevé, même s'ils donnent de bons résultats (50 % des cas prévenus), permettraient de réduire beaucoup moins la prévalence de l'obésité que les stratégies plus vastes axées sur la population générale. L'absence de profils d'obésité clairs et souvent paradoxaux observés (taux d'embonpoint/obésité élevés chez les hommes ayant un revenu élevé) vient aussi appuyer la notion selon laquelle les programmes de prévention axés sur des groupes à risque élevé identifiables (personnes à faible revenu, p. ex.) ne réussiront vraisemblablement pas à réduire de façon significative la prévalence de l'obésité au sein de la population.

Il pourrait être utile d'examiner les tendances à long terme et d'étudier la variabilité transversale (comme on l'a fait dans la présente étude) pour comprendre la dynamique de l'épidémie d'obésité et déterminer les possibilités d'intervention. Comme nous l'avons mentionné, les taux d'embonpoint et d'obésité observés dans le cadre de cette étude étaient élevés dans toutes les sous-populations et ils étaient considérablement plus élevés que ceux qui ont été observés par le passé. Ces importantes tendances à la hausse temporelles de la prévalence de l'obésité donnent à penser qu'il y a vraisemblablement des forces puissantes et fondamentales qui s'exercent dans le temps et qui font augmenter les taux dans presque tous les groupes de population. Cette idée n'est pas étonnante, étant donné l'environnement obésogène qui a émergé au Canada au cours des dernières décennies et qui favorise la consommation abusive d'aliments et réduit les possibilités de faire de l'activité physique[53-55]. Il est devenu très facile d'obtenir et de consommer des kilocalories excédentaires dans les plats cuisinés, les grignotines et les aliments prêts à manger, y compris les boissons gazeuses. Ces produits alimentaires ont tendance à être faibles en fibres et élevés en kilocalories, en sodium, en sucre et en gras[56,57]. L'apport énergétique excédentaire qui en découle jumelé à la diminution de l'activité constituent des circonstances appropriées pour promouvoir l'embonpoint et l'obésité.[58]

Même si les résultats de la présente étude correspondent aux résultats d'autres études ayant montré une relation modérément marquée entre les prédicteurs sociodémographiques et l'obésité/embonpoint[39-42], quand on les interprète selon une plus vaste perspective, ils remettent en question l'importance accordée aux sous-populations à risque élevé et aux mauvais choix de styles de vie comme principales explications de l'embonpoint et de l'obésité ainsi que des maladies chroniques connexes[45,46]. Ces analyses font ressortir les raisons pour lesquelles il est important de voir plus loin que les différences statistiquement significatives en matière de risque dans les enquêtes sur la santé de la population générale pour traduire les facteurs pertinents liés aux politiques et aux programmes en stratégies de prévention. Comme les résultats de la présente étude l'ont montré, déterminer la mesure dans laquelle les cas sont répartis entre les groupes à risque à l'aide d'outils comme le coefficient de Gini et les scénarios de prévention peut contribuer à vérifier si les efforts de prévention proposés sont susceptibles d'atteindre de façon réaliste leurs objectifs au fil du temps.

Les résultats de l'étude remettent donc en question l'importance accordée aux stratégies d'intervention axées sur les personnes et les groupes à risque élevé. Ils montrent que les efforts de prévention devraient au contraire être axés sur l'environnement obésogène émergent qui affecte tous les groupes de population. Cette perspective ne contredit pas et ne nie pas le fait que certains groupes sociaux identifiables (p. ex. les femmes à faible revenu) présentent un risque élevé d'obésité; elle prétend plutôt que la principale cause de l'épidémie d'obésité est l'environnement obésogène auquel tous les groupes de population sont exposés, certaines populations étant plus vulnérables que d'autres et ce, pour diverses raisons. Cette nouvelle conception de l'argument des disparités, étayée sur le plan empirique par les résultats de la présente étude, permet de croire qu'une stratégie de prévention de l'embonpoint et de l'obésité axée sur la population générale est justifiée. D'autres recherches devront

être effectuées pour étudier les mécanismes efficaces en matière d'élaboration de programmes et de politiques.

La présente étude comporte plusieurs limites. Premièrement, la recherche a été effectuée à l'aide de données transversales et elle ne modélise pas les facteurs dans le temps. Les études transversales peuvent ne pas tenir compte de facteurs étiologiques importants pouvant être apparus au fil du temps. L'analyse de Gini, cependant, fait ressortir les limites des explications et des prédicteurs exclusivement transversaux associés à l'épidémie d'obésité.

Deuxièmement, l'ESCC comporte un nombre limité de variables sociodémographiques se prêtant à l'analyse. Il peut exister d'autres prédicteurs importants de l'IMC élevé, comme la structure familiale, les caractéristiques du voisinage ou la situation relative à l'emploi, qui ne sont pas couverts par l'enquête.

Troisièmement, des tailles et des poids autodéclarés ont été utilisés, de sorte que les taux d'obésité et d'embonpoint déclarés dans le cadre de la présente étude ont probablement été sous-estimés[47,48]. Dans le cas de l'ESCC de 2005, en comparant les tailles et les poids autodéclarés aux tailles et aux poids mesurés, on a constaté que l'IMC avait été sous-estimé de 1,3 kg/m^2[49]. Cependant, comme nous l'avons déjà mentionné, l'échantillon de cas où la taille et le poids avaient été mesurés était trop petit pour permettre le recours au modèle prédictif et à l'analyse géographique utilisés dans le cadre de la présente étude.

Une quatrième limite était la taille des régions géographiques utilisées dans les analyses, qui peuvent avoir masqué la variabilité des taux d'embonpoint et d'obésité dans les régions géographiques. Cependant, ce problème était inévitable étant donné que les échantillons de l'ESCC de 2005 étaient trop petits pour déterminer des estimations valables pour les petites régions. D'autres études ont utilisé des régions encore plus vastes, qui ont donné lieu à une analyse géographique de l'IMC à l'échelle provinciale[41,50].

Une cinquième limite est le fait que l'ESCC de 2005 ne comporte pas de données sur la population autochtone des réserves, un groupe considéré comme présentant un risque élevé d'obésité[51]. Cette omission peut avoir biaisé les profils géographiques observés, en particulier dans les régions du Nord, où il y a un grand nombre de réserves.

Enfin, les hypothèses inhérentes aux scénarios de prévention axés sur la population à risque élevé et la population générale élaborées pour la présente étude étaient vraisemblablement trop optimistes. Il est peu probable qu'une stratégie de prévention axée uniquement sur les populations à risque élevé permette de réduire de 50 % la prévalence de l'obésité, étant donné l'environnement obésogène dans lequel vivent les groupes à risque élevé (et la majorité de la population canadienne). Deux facteurs ayant une grande incidence sur le poids corporel, le système alimentaire et l'environnement connexe, sont difficiles à modifier au niveau individuel ou communautaire local, et les initiatives qui ont tenté de le faire n'ont pas vraiment réussi à réduire l'IMC[52]. Même dans le scénario axé sur la population générale, dans lequel on estimait que tous les groupes de population pouvaient atteindre les taux de prévalence déjà atteints dans les groupes géographiques et démographiques affichant les taux les plus faibles, une « augmentation graduelle » des processus de prévention axés sur l'ensemble de la population canadienne serait nécessaire, ce qui exigerait une volonté politique importante pour traiter les vastes déterminants associés à un IMC élevé. En conséquence, l'efficacité à court terme des scénarios de prévention axés sur la population à risque élevé et sur la population générale serait probablement inférieure à celle qui a été enregistrée dans le cadre de la présente étude. Cependant, les hypothèses de nos scénarios pourraient devenir plus réalistes à long terme si les gouvernements commençaient à faire des efforts sérieux et concertés pour prévenir l'obésité, même si nous ne savons pas quels seraient les résultats concrets de tels efforts. À ce jour, aucun pays n'a encore mis en œuvre une stratégie de prévention de l'obésité sérieuse et efficace, la plupart des efforts étant limités à des campagnes de marketing social, à la réglementation de l'étiquetage et à l'adoption volontaire de directives alimentaires par les écoles et d'autres institutions[5,6]. Nous croyons que ces scénarios peuvent fournir une orientation stratégique aux processus d'élaboration des politiques en quantifiant les contraintes qui influent sur le succès éventuel des initiatives de prévention de remplacement. En outre, ces scénarios constituent une base permettant d'analyser les études qui visent à souligner l'importance des sous-populations présentant un risque statistiquement plus élevé d'obésité, sans examiner également la répartition de l'obésité chez la population et l'incidence que cela peut avoir sur le succès des efforts de prévention.

On pourrait reprocher aux scénarios décrits dans le présent document de prévoir des résultats trop modestes pour les groupes à risque élevé, ce qui aurait pour effet d'orienter l'analyse en faveur des stratégies de prévention axées sur la population générale. Cependant, comme le montre le tableau 4, les scénarios axés sur la population à risque élevé prévoient un taux de succès beaucoup plus élevé (diminution de 50 % de cas) que les scénarios axés sur la population générale (36,1 % et 25,3 %, respectivement). Si nous modifions l'analyse de façon à ce que les scénarios axés sur la population à risque élevé aient le même taux de succès que les scénarios axés sur la population générale en matière de prévention, les scénarios axés sur la population à risque élevé obtiendraient des résultats encore plus faibles comparativement aux scénarios de prévention axés sur la population générale.

Malgré ces limites, la présente recherche fait ressortir la nécessité d'examiner les conséquences des différentes stratégies de prévention au moyen de méthodes qui ne se contentent pas d'établir une signification statistique entre les groupes à risque. L'analyse de Gini et les scénarios de prévention utilisés dans la présente étude se sont avérés des outils heuristiques utiles pour étudier les effets possibles de différentes stratégies de prévention et pour montrer de façon empirique quelles sont les stratégies

susceptibles de faire une différence à long terme et quelles sont celles qui sont moins susceptibles de le faire.

L'étude révèle que des recherches plus poussées sont requises pour comprendre les dimensions de cet environnement obésogène et la façon dont elles ont évolué au fil du temps pour influer sur le poids corporel des Canadiens. À cette fin, il faudra surveiller étroitement le régime et le niveau d'activité physique des Canadiens et mener des enquêtes permanentes sur le poids de la population au moyen de mesures de la taille et du poids. La présente recherche permettra de justifier plus solidement les efforts de prévention axés sur la population générale afin de pouvoir tourner cette page plutôt sombre de la santé publique canadienne.

Références

1. Tjepkema M. L'obésité chez les adultes au Canada : Poids et grandeur mesurés, Ottawa (ON), Statistique Canada, 2005. Disponible de : http://www.statcan.gc.ca/pub/82-620-m/2005001/pdf/4241444-fra.pdf

2. Shields M. L'embonpoint chez les enfants et les adolescents au Canada, Ottawa (ON), Statistique Canada, 2005. (Résultat de l'enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.) Rapport N° : 82-620-MWE2005001. Disponible de : http://www.statcan.gc.ca/pub/82-620-m/2005001/pdf/4241445-fra.pdf

3. Tremblay MS, Katzmarzyk PT, Willms JD. Temporal trends in overweight and obesity in Canada, 1981-1996. Int J Obes Relat Metab Disord. 2002 Apr;26(4):538-43.

4. Katzmarzyk PT, Ardern CI. Overweight and obesity mortality trends in Canada, 1985-2000. Can J Public Health. 2004 Jan-Feb;95(1):16-20.

5. Santé Canada. Obésité: Votre santé et vous [Internet], Ottawa (ON), Santé Canada; 2006. Disponible de : http://www.hc-sc.gc.ca/hl-vs/iyh-vsv/life-vie/obes-fra.php

6. Agence de la Santé Publique du Canada. Obésité chez les enfants: Rôle du gouvernement du Canada [Internet]. Ottawa (ON): Agence de la Santé Publique du Canada; c2007 (modifié le 21 aoust 2007; cité le 1 aoust 2008). Disponible de: http://www.phac-aspc.gc.ca/ch-se/obesity/obesitybck-fra.php

7. Doak C. Large-scale interventions and programmes addressing nutrition-related chronic diseases and obesity: examples from 14 countries. Public Health Nutr. 2002 Feb;5(1A):275-7.

8. Statistique Canada. Initiative de démocratisation des données (IDD) [Internet], Ottawa (ON), Statistique Canada, 2007. Disponible de : http://www.statcan.gc.ca/dli-ild/dli-idd-fra.htm

9. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) cycle 3.1 (2005) : Guide d'utilisation : Base de Metadonnées intégrée (BMDI), Ottawa (ON), Statistique Canada, 2006.

10. Statistique Canada. Fichier des limites des régions sociosanitaires [Internet], Ottawa (ON), Statistique Canada, 2006. Disponible de : http://www.statcan.gc.ca/pub/82-402-x/2006001/4067039-fra.htm

11. ArcGIS (programme informatique). Version 9.1, Redlands (CA), ESRI, 2003.

12. Stata statistical software (programme informatique). Release 9, College Station (TX), StataCorp LP, 2005.

13. Napier University (UK), National Centre for Social Research (UK). Practical exemplars and survey analysis [Internet], Economic and Social Research Council (UK), 2006. Disponible de : http://www2.napier.ac.uk/depts/fhls/peas/about.asp

14. Zocchetti C, Consonni D, Bertazzi PA. Relationship between prevalence rate ratios and odds ratios in cross-sectional studies. Int J Epidemiol. 1997 Feb;26(1):220-3.

15. Barros AJ, Hirakata VN. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. BMC Med Res Methodol. 2003 Oct 20;3:21.

16. Castillo-Salgado C, Schneider M, Loyola E, Mujica O, Roca A, Yerg T. Measuring health inequalities: Gini coefficient and concentration index. Epidemiol Bull. 2001;22:3-4.

17. Elliott LJ, Blanchard JF, Beaudoin CM, Green CG, Nowicki DL, Matusko P, Moses S. Geographical variations in the epidemiology of bacterial sexually transmitted infections in Manitoba, Canada. Sex Transm Infect. 2002 Apr;78 Suppl 1:i139-i144.

18. Green CG, Krause DO, Wylie JL. Spatial analysis of campylobacter infection in the Canadian province of Manitoba. Int J Health Geogr. 2006 Jan;5:2.

19. EpiDat (programme informatique). Version 3, Washington (DC), Organisation panaméricaine de la santé, 2000.

20. Williams PT. Evidence for the incompatibility of age-neutral overweight and age-neutral physical activity standards from runners. Am J Clin Nutr. 1997 May;65(5):1391-6.

21. Lobo RA. Metabolic syndrome after menopause and the role of hormones. Maturitas. 2008 May 20;60(1):10-8.

22. Katzmarzyk PT. The Canadian obesity epidemic: an historical perspective. Obesity Research 2002;10(7):666-74.

23. Katzmarzyk PT, Mason C. Prevalence of class I, II and III obesity in Canada. CMAJ. 2006 Jan 17;174(2):156-7.

24. Che J, Chen J. L'insécurité alimentaire dans les ménages canadiens. Rapports de la santé. 2001 Aug;12(4):11-24.

25. Vozoris NT, Tarasuk VS. Household food insufficiency is associated with poorer health. J Nutr. 2003 Jan;133(1):120-6.

26. O'Donnell V, Almey M, Lindsay C, Fournier-Savard P, Mihorean K, Charmant M, Taylor-Butts A, Johnson S, Pottie-Bunge V, Aston C. Femmes au Canada : rapport statistique fondé sur le sexe, Ottawa (ON), Statistique Canada, 7 mars 2006. N° au catalogue: 89-503-XIF.

27. Schellenberg G. Les immigrants dans les régions métropolitaines de recensement au Canada, Ottawa (ON), Statistique Canada, 2004. N° au catalogue : 89-613-MWF.

28. Popkin BM, Gordon-Larsen P. The nutrition transition: worldwide obesity dynamics and their determinants. Int J Obes Relat Metab Disord. 2004 Nov;28 Suppl 3:S2-S9.

29. Hedley AA, Ogden CL, Johnson CL, Carroll MD, Curtin LR, Flegal KM. Prevalence of overweight and obesity among US children, adolescents, and adults, 1999-2002. JAMA. 2004 Jun 16;291(23):2847-50.

30. Anderssen SA, Engeland A, Søgaard AJ, Nystad W, Graff-Iversen S, Holme I. Changes in physical activity behavior and the development of body mass index during the last 30 years in Norway. Scand J Med Sci Sports. 2008 Jun;18(3):309-17.

31. Shields M, Tremblay MS. Comportements sédentaires et obésité. Rapports de la santé. 2008 Jun;19(2):21-33.

32. Rose G. The strategy of preventive medicine, Oxford, Oxford University Press, 1994.

33. Frank LD, Engelke PO, Schmid TL. Health and community design the impact of the built environment on physical activity. Washington, DC: Island Press; 2003.

34. Nestle M. Food politics: how the food industry influences nutrition and health, Berkeley, University of California Press Ltd., 2002.

35. Winson A. Bringing political economy into the debate on the obesity epidemic. Agric Human Values. 2004;21:299-312.

36. Garriguet D. Les habitudes alimentaires des Canadiens. Rapports de la santé. 2007 May;18(2):17-33.

37. Paeratakul S, Ferdinand DP, Champagne CM, Ryan DH, Bray GA. Fast-food consumption among US adults and children: dietary and nutrient intake profile. J Am Diet Assoc. 2003 Oct;103(10):1332-8.

38. Slater J, Green C, Sevenhuysen G, O'Neil J, Edginton B, Heasman M. The growing Canadian energy gap: more the can than the couch? Public Health Nutrition. 2009. 12(11):2216-2224.

39. McLaren L. Socioeconomic status and obesity. Epidemiol Rev. 2007;29:29-48.

40. Ward H, Tarasuk V, Mendelson R. Socioeconomic patterns of obesity in Canada: modeling the role of health behaviour. Appl Physiol Nutr Metab. 2007 Apr;32(2):206-16.

41. Willms JD, Tremblay MS, Katzmarzyk PT. Geographic and demographic variation in the prevalence of overweight Canadian children. Obes Res. 2003 May;11(5):668-73.

42. Oliver LN, Hayes MV. Neighbourhood socio-economic status and the prevalence of overweight Canadian children and youth. Can J Public Health. 2005 Nov-Dec;96(6):415-20.

43. Nader PR, O'Brien M, Houts R, Bradley R, Belsky J, Crosnoe R, Friedman S, Mei Z, Susman EJ; National Institute of Child Health and Human Development Early Child Care Research Network. Identifying risk for obesity in early childhood. Pediatrics. 2006 Sep;118(3):e594-e601.

44. Dubois L, Girard M. Early determinants of overweight at 4.5 years in a population-based longitudinal study. Int J Obes (Lond). 2006 Apr;30(4):610-7.

45. Oliver LN, Hayes MV. Effects of neighbourhood income on reported body mass index: an eight year longitudinal study of Canadian children. BMC Public Health. 2008;8:16.

46. Butler-Jones D. Rapport de L'administrateur en chef de la santé publique sur l'état de la santé publique au Canada, Ottawa (ON), Agence de la santé publique du Canada, 2008.

47. MacLellan DL, Taylor RD, Van Til L, Sweet L. Measured weights in PEI adults reveal higher than expected obesity rates. Can J Public Health. 2004 May-Jun;95(3):174-8.

48. Tremblay M. The need for directly measured health data in Canada. Can J Public Health. 2004 May-Jun;95(3):165-8.

49. Shields M, Gorber SC, Tremblay MS. Effets des mesures sur l'obésité et la morbidité. Rapports de la santé. 2008;19(2):1-9.

50. Katzmarzyk PT. The Canadian obesity epidemic, 1985-1998. CMAJ. 2002 Apr 16; 166(8):1039-40.

51. Hanley AJ, Harris SB, Gittelsohn J, Wolever TM, Saksvig B, Zinman B. Overweight among children and adolescents in a Native Canadian community: prevalence and associated factors. Am J Clin Nutr. 2000 Mar 71:693-700.

52. Susser M. The tribulations of trials – Intervention in communities. Am J Public Health. 1995 Feb 85(2):156-8.

Utilisation des données tirées des registres du cancer : concordance des données sur les causes de décès entre le Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario et une étude longitudinale chez les patientes atteintes d'un cancer du sein

D. R. Brenner, M.Sc. (1,2); M. C. Tammemägi, Ph. D. (3); S. B. Bull, Ph. D. (1,2); D. Pinnaduwaje, Ph. D. (1); I. L. Andrulis, Ph. D. (1,4)

Résumé

Une comparaison a été faite entre les données tirées du Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario (RICCO) et les données d'une cohorte prospective multicentrique formée de 1 655 patientes atteintes d'un cancer du sein sans envahissement ganglionnaire faisant l'objet d'un suivi clinique rigoureux. La concordance des causes de décès a été évaluée au moyen des statistiques Kappa. L'exactitude de la classification du RICCO a été évaluée par rapport à l'interprétation, par l'oncologue de l'étude du Mount Sinai Hospital (étude MSH), des données de cohorte rigoureusement suivies et servant d'étalon de référence. Les deux sources montraient un degré de concordance élevé (valeur Kappa [κ] de 0,88; intervalle de confiance [IC] à 95 % : 0,86 à 0,90) concernant le statut vital et la cause de décès. Lorsque les deux sources faisaient état d'un décès, le RICCO avait une sensibilité de 95 % (IC à 95 % : 90,5 à 98,8) et une spécificité de 88 % (IC à 95 % : 79,6 à 92,4). Le RICCO est un outil utile dans le cadre d'études épidémiologiques sur le cancer du sein, car il permet d'obtenir de l'information adaptée et facilement accessible concernant les causes de décès.

Mots clés *: méthodes épidémiologiques, collecte de données, registres de données, statistiques démographiques, tumeurs du sein, cause du décès, Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario*

Introduction

L'utilisation de données sur la mortalité et de données de suivi tirées de registres du cancer est pratique courante dans le cadre d'études épidémiologiques[1]. Toutefois, il n'est pas clair dans quelle mesure des biais peuvent être introduits en raison de données sur les causes de décès incomplètes ou inexactes dans les registres[2,3].

Le Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario (RICCO), administré et mis à jour par Action Cancer Ontario depuis 1964, recueille des renseignements essentiels concernant tous les nouveaux cas de cancer dans la province, à l'exception des cancers de la peau avec mélanome bénin. Des études de validation ont montré que le registre était efficace pour établir le nombre de cas de cancer dans la province (sensibilité de 98 %)[4]. Le registre recueille les données des rapports de pathologie, des dossiers de patients, des dossiers de congé de l'hôpital et des certificats de décès du Registraire général de l'Ontario. Une méthode de couplage probabiliste est ensuite utilisée pour faire le rapprochement des sources de données dans une base de données centrale[5]. Le registre évalue régulièrement la qualité des données internes, mais les données du registre sont rarement comparées aux dossiers médicaux détaillés à proprement parler et aux données provenant de sources externes. Une étude comparative sur l'évolution des cancers de la tête et du cou indiquait que le RICCO présentait une excellente concordance en ce qui concerne la désignation du siège du cancer, le statut vital et la date de décès; en revanche, le taux d'erreurs était de 31 % pour la cause de décès (liée au cancer ou non)[6]. À notre connaissance, aucune étude n'a examiné la concordance entre les données du RICCO sur les causes de décès chez les patientes atteintes de cancer du sein et les causes de décès déterminées dans une étude indépendante avec suivi rigoureux.

Le recrutement des participantes pour l'étude des cohortes prospective multicentrique du Mount Sinai Hospital (étude MSH), à Toronto, a débuté en 1987. Dans le cadre de l'étude MSH, les nouveaux cas confirmés sur le plan pathologique de cancer du sein sans envahissement ganglionnaire ont été recensés dans huit sites participants de la région du Grand Toronto. Le but de l'étude était d'évaluer les liens entre les altérations génétique et moléculaire d'une tumeur et la récurrence de la maladie et le décès causé par le cancer du sein[7]. Les gestionnaires de l'étude ont systématiquement recueilli les données provenant de dossiers d'hospitalisation, de

Coordonnées des auteurs

1 Samuel Lunenfeld Research Institute, Mount Sinai Hospital, Toronto (Ontario)
2 Dalla Lana School of Public Health, University of Toronto, Toronto (Ontario)
3 Department of Community Health Sciences, Brock University, St. Catharines (Ontario)
4 Department of Molecular Genetics, University of Toronto, Toronto (Ontario)
Correspondance : Darren Brenner, Prosserman Centre for Health Research, Samuel Lunenfeld Research Institute, 60, rue Murray, Toronto (Ontario) M5T 1X5; tél. : 416-586-4800, poste 8110; télec. : 416-586-5800; courriel : brenner@lunenfeld.ca

dossiers médicaux, d'entrevues auprès de patients, de rapports de pathologie, de dossiers de patients, de rapports du coroner et de certificats de décès. L'oncologue de l'étude, un spécialiste du cancer du sein, a classifié de façon définitive la cause de décès après avoir examiné l'information recueillie.

Le but de notre étude était d'évaluer la concordance entre les données sur la cause de décès tirées du RICCO et celles provenant de l'étude MSH, qui offre un suivi régulier et systématique des patients et dans laquelle un spécialiste détermine les résultats en se basant en grande partie sur des données relativement complètes et justes. D'autres études ont montré que la classification de l'issue du cancer par un spécialiste était plus précise que la classification d'un registre, probablement en raison d'une plus grande disponibilité des données ou à l'expérience, ou au deux[6]. Pour cette raison, notre étude évalue aussi l'exactitude des données sur les causes de décès du RICCO en utilisant les données de l'étude MSH comme étalon de référence.

Méthodes

Un lien a été établi entre les données du RICCO et les patientes de l'étude MSH en fonction des procédures normalisées du RICCO et selon un couplage probabiliste au moyen des identificateurs personnels de la base de données de l'étude MSH. Les codes de la CIM-9* et de la CIM-10† décrivaient les causes de décès, et ces derniers étaient ensuite classés comme étant attribuables 1) au cancer du sein ou 2) à des causes concurrentes ou à d'autres causes. Les personnes pour lesquelles aucune information sur la cause de décès ne figurait ni dans l'étude MSH, ni dans les données tirées du RICCO étaient considérées en vie. Dans le cadre de l'étude MSH, les patientes étaient suivies à partir du moment du diagnostic et de l'inscription, depuis 1987 jusqu'au printemps 2005. Bien que les données tirées du RICCO faisaient état d'événements survenus jusqu'en 2006, la qualité des données n'a été vérifiée que jusqu'à la fin de l'année 2004, ce qui a entraîné des divergences quant à la durée du suivi. Tous les décès divergents ont donc été examinés afin d'obtenir la date de décès et de résoudre les divergences.

La concordance de la classification des causes de décès entre les deux sources a été déterminée au moyen de statistiques Kappa[7]. Nous avons calculé le Kappa pondéré avec la justification que l'omission d'un décès lié au cancer revêt une importance majeure pour l'étude MSH et pour le RICCO. Les statistiques ont été calculées à l'aide du Statistical Analysis System (SAS®) (SAS V9.1; SAS Institute Inc., Cary, NC) et tous les IC à 95 % étaient bilatéraux. Le Kappa pondéré a été déterminé au moyen du système de pondération par défaut du SAS, selon l'ordre de classification qui figure au tableau 1. L'exactitude de la classification du RICCO a été évaluée en estimant la sensibilité et la spécificité au moyen de la classification du MSH comme étalon de référence. Cette étude a été approuvée par le comité d'éthique de la recherche du Mount Sinai Hospital.

Résultats

La population à l'étude était constituée des 1 655 patientes de l'étude en milieu hospitalier dont les ganglions axillaires

TABLEAU 1
Concordance entre la cause de décès et le statut vital entre une étude des cohortes et le Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario

		Étude MSH			
		Aucune info sur le décès ni sur la perte de vue en cours de suivi	Cause de décès concurrente	Décès causé par le cancer du sein	Total
Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario	Aucune info sur le décès	1 331	6	6	1 343
	Cause de décès concurrente	19	129	7	155
	Décès causé par le cancer du sein	5	21	124	150
	Total	1 355	156	137	1 648

Kappa
Simple : 0,87 (0,85; 0,90)
Pondéré : 0,90 (0,88; 0,92)

Décès supplémentaires fournis par le Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario

TABLEAU 2
Comparaison de la cause de décès entre une étude des cohortes avec suivi rigoureux et le Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario (étalon de référence : cause de décès de l'étude MSH)

		Étude MSH (étalon de référence)		
		Décès causé par le cancer du sein	Cause concurrente	Total
Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario	Décès causé par le cancer du sein	124	21	145
	Cause concurrente	7	129	136
Total		131	150	281

Sensibilité : 95 % (90,5 à 98,8)
Spécificité : 86 % (79,6 à 92,4)

* Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, 9e révision.

† Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, 10e révision.

n'étaient pas atteints au moment du diagnostic (stade I [72 %] et stade II [28 %]). Il n'y avait pas de couplage de dossier pour l'une de ces patientes (aucune information dans le RICCO), et six d'entre elles étaient inscrites comme étant décédées dans le RICCO, sans renseignement sur la cause de décès. Ces patientes n'ont pas fait partie de l'analyse, car les données ne permettaient pas de faire des comparaisons. Les analyses de sensibilité ont montré qu'une classification erronée de ces décès avait peu d'effet sur les résultats : la valeur des statistiques Kappa diminuait de 0,87 à 0,86 lorsque toutes ces patientes étaient considérées comme étant encore en vie, et le pourcentage d'accord diminuait de 90,0 % à 87,6 % lorsque les sept décès étaient considérés comme erronés.

Les deux sources présentaient un degré de concordance élevé (valeur Kappa de 0,88;IC à 95 % : 0,86 à 0,90) et une valeur Kappa pondérée de 0,90 (IC à 95 % : 0,80 à 0,92). Des 87 patientes qui n'ont pas fait l'objet d'un suivi dans le cadre de l'étude MSH, 11 étaient décédées et ont été repérées par l'entremise du RICCO. Treize autres décès n'ayant pas été enregistrés au départ par l'étude MSH ont été détectés par le RICCO, tandis que 12 décès qui n'avaient pas été enregistrés dans le RICCO avaient été enregistrés par l'étude MSH. Les 12 décès divergents ont été examinés lors de l'étude afin de déterminer les dates de décès. Dans trois de ces cas, le décès est survenu début 2005, mais il semblerait que dans les neuf autres cas, les décès ont eu lieu avant 2000 et n'avaient pas encore été détectés par le RICCO. Le tableau 1 montre la répartition des causes de décès rapportées par l'étude et par le RICCO.

Lors de la comparaison de cas où les deux sources faisaient état d'un décès, le pourcentage de concordance de la classification des décès entre le RICCO et l'étude MSH était de 90 % (tableau 2, [(124 + 129)/281]). Le RICCO présentait une sensibilité de 95 % (IC à 95 % : 90,5 à 98,8) et une spécificité de 88 % (IC à 95 % : 79,6 à 92,4) lorsque les données de l'étude MSH étaient utilisées comme étalon de référence.

Analyse

Ces résultats mettent en lumière plusieurs points importants. Premièrement, la cause de décès tirée du système d'extraction et de collecte des données du RICCO présentait une forte concordance avec celle provenant d'une étude des cohortes avec suivi rigoureux, où la cause de décès était déterminée par un oncologue médical. Cela démontre que les données du RICCO pourraient être utiles dans le cadre d'études où le suivi du patient est incomplet ou non disponible et souligne que le RICCO serait utile pour les études épidémiologiques où il est impossible d'obtenir l'expertise clinique nécessaire pour interpréter la cause de décès. En pareil cas, particulièrement pour les études sur le cancer du sein, le RICCO peut être utilisé en tant que source relativement précise et facilement accessible pour connaître la cause de décès. Deuxièmement, plusieurs décès ont été omis lors de l'étude MSH, puisque des patientes n'ont pas fait l'objet d'un suivi. Dans ces cas, le RICCO a enregistré les décès, ce qui, en raison de la couverture à l'échelle de la province, a amélioré les données de suivi de l'étude MSH. Troisièmement, notre étude a permis de démontrer que les techniques d'abstraction du RICCO offrent un degré d'exactitude élevé : nous avons observé une sensibilité et une spécificité élevées lors d'une comparaison des résultats avec les décisions d'un oncologue médical chevronné prises à partir des données de cohorte.

Notre étude présentait un taux d'erreurs beaucoup plus bas que les analyses antérieures des causes de décès du RICCO. Cependant, cela peut s'expliquer en raison des sièges de cancer différents comparés. Par conséquent, nos résultats ne s'appliquent pas forcément à tous les sièges de cancer. Cependant, nous soutenons qu'une classification erronée de la cause de décès se produit plus souvent dans les cas de cancers où le pronostic est favorable, comme le cancer du sein ou de la prostate, car la probabilité que le décès soit lié au cancer ou à des causes concurrentes est presque égale, beaucoup plus que pour les cancers très agressifs, tels que le cancer du poumon ou du pancréas. De plus, l'évolution de la maladie des cancers agressifs est habituellement plus dramatique et mieux définie sur le plan clinique, permettant habituellement une classification plus exacte du décès. Si notre raisonnement est juste, les résultats que nous présentons peuvent rassurer les chercheurs qui s'intéressent à d'autres types de cancers ou au cancer du sein de stade avancé.

Nos résultats pourraient ne pas s'appliquer à tous les registres du cancer. En raison de la nature centralisée du système de soins de santé de l'Ontario, le RICCO permet de recueillir toute la documentation médicale pertinente pour fournir les données épidémiologiques pour ce type d'étude. Les autres registres ne possèdent peut-être pas les infrastructures ou la capacité pour être aussi complets et riches que le RICCO. Par contre, nos résultats pourraient s'appliquer aux registres vérifiés qui incluent toute la population.

Quelques problèmes d'ordre méthodologique mis en évidence dans cette étude doivent être résolus. Sept patientes ont été omises de l'analyse, car elles étaient déclarées décédées dans le RICCO sans qu'aucune cause de décès ait été fournie. Cependant, les analyses de sensibilité montraient qu'une classification erronée de ces décès, d'un côté comme de l'autre, n'aurait eu qu'un effet minime sur nos conclusions.

Le suivi rigoureux pour l'étude MSH s'est terminé au printemps 2005, lorsque le financement du suivi clinique de l'étude a pris fin. La demande pour l'obtention des données du RICCO a été présentée en août 2006, à un moment où la qualité des données n'était garantie que jusqu'à fin 2004. Par conséquent, il y avait une légère divergence dans la fin du suivi, qui n'a cependant pas semblé entraîner de conséquences sur les résultats. Lors de nos analyses, nous avons utilisé comme étalon de référence les décisions de l'oncologue médical de l'étude, prises à partir des données recueillies. Il est possible qu'un faible pourcentage de diagnostics aient été classés de façon erronée par l'oncologue médical de l'étude MSH, ce qui aurait eu pour effet de réduire la concordance entre les sources

de données. Cependant, la valeur Kappa élevée démontre une bonne concordance en l'absence d'une norme absolue.

Cette étude a utilisé les statistiques Kappa pour évaluer la concordance entre deux sources de données sur les causes de décès, puisqu'il n'existait pas de norme absolue définie (p. ex. le RICCO contenait des décès liés au cancer omis par l'étude MSH). Ainsi, nous avons pu établir l'exactitude de la classification en terme de sensibilité et de spécificité, ainsi que la fiabilité par rapport à la valeur Kappa. Ces données fournissent des renseignements complémentaires et viennent appuyer les conclusions concernant l'utilité du RICCO.

En conclusion, les résultats de notre étude démontrent qu'il existe une forte concordance entre les données sur la cause de décès tirées d'une étude des cohortes longitudinale de patientes atteintes d'un cancer du sein, avec interprétation par un oncologue médical basée sur une collecte prospective rigoureuse de données, et le système de collecte de données passif du RICCO. Cette information est importante pour les conclusions d'études réalisées avec des données extraites de registres, car elle peut renforcer leur validité. Elle peut aussi encourager les chercheurs à se servir des données tirées de registres du cancer lorsque les données de suivi du cancer qui sont propres à l'étude sont incomplètes, manquantes ou de piètre qualité. De plus, nos résultats indiquent que les chercheurs devraient couramment utiliser les données extraites de registres pour vérifier les renseignements sur le suivi des études en cours.

Références

1. Marrett LD, Clarke EA, Hatcher J, Weir HK. Epidemiologic research using the Ontario Cancer Registry. Can J Public Health. 1986;77 Suppl 1:79-85.

2. Hilsenbeck SG. Quality control practices in centralized tumor registries in North America. J Clin Epidemiol. 1990;43(11):1201-12.

3. Robles SC, Marrett LD, Clarke EA, Risch HA. An application of capture-recapture methods to the estimation of completeness of cancer registration. J Clin Epidemiol. 1988;41(5):495-501.

4. McLaughlin JR, Kreiger N, Marrett LD, Holowaty EJ. Cancer incidence registration and trends in Ontario. Eur J Cancer. 1991;27(11):1520-4.

5. Holowaty E. « Summarization of information from multiple data sources. » dans Black R, Simonato, L, Storm, H, Automated data collection in cancer registries. IARC Technical Report 32. Lyon, IART, 1998.

6. Hall S, Schulze K, Groome P, Mackillop W, Holowaty E. Using cancer registry data for survival studies: the example of the Ontario Cancer Registry. J Clin Epidemiol. 2006;59(1):67-76.

7. Andrulis IL, Bull SB, Blackstein ME, Sutherland D, Mak C, Sidlofsky S, Pritzker KP, Hartwick RW, Hanna W, Lickley L, Wilkinson R, Qizilbash A, Ambus U, Lipa M, Weizel H, Katz A, Baida M, Mariz S, Stoik G, Dacamara P, Strongitharm D, Geddie W, McCready D. neu/erbB-2 amplification identifies a poor-prognosis group of women with node-negative breast cancer. Toronto Breast Cancer Study Group. J Clin Oncol. 1998;16(4):1340-9.

8. Schouten LJ, Jager JJ, van den Brandt PA. Quality of cancer registry data: a comparison of data provided by clinicians with those of registration personnel. Br J Cancer. 1993;68(5):974-7.

9. Landis JR, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. Biometrics. 1977;33(1):159-74.

Utilisation des données administratives pour comprendre la distribution géographique de la détermination des cas

N. Yiannakoulias, Ph. D. (1); D. P. Schopflocher, Ph. D. (2); L. W. Svenson, B.Sc. (3)

Résumé

Nous avons examiné la variabilité géographique de l'information générée à partir de différentes définitions de cas d'asthme infantile, provenant des données administratives sur la santé utilisées en Alberta, au Canada. Notre objectif était de déterminer si les analyses fondées sur différents algorithmes de détermination des cas permettent ou non de définir les groupes géographiques dans la même région que celle sur laquelle porte l'étude. Notre groupe d'étude reposait sur une cohorte fermée d'enfants asthmatiques nés en 1988. Nous avons utilisé une statistique sur l'analyse spatiale pour établir les variations de l'emplacement approximatif des groupes géographiques liés à l'asthme selon différentes définitions de cas. Nos résultats indiquent que l'algorithme de détermination des cas et la source de données n'ont pas une très grande incidence sur les profils géographiques. Par exemple, les asthmatiques identifiés à partir des données sur les réclamations au titre de frais médicaux ont démontré un regroupement semblable à celui des asthmatiques définis à partir des données sur l'hospitalisation et provenant du service d'urgence. Cependant, il faut bien prendre en considération les estimations de la prévalence et de l'incidence et les valider par rapport aux autres sources de données.

Mots clés : *analyse spatiale, données administratives sur la santé, asthme, surveillance de la santé publique*

Introduction

L'augmentation de l'accessibilité aux données électroniques sur la santé et des capacités informatiques permettant de stocker et d'analyser ces données offrent de nouvelles possibilités de recherche sur une vaste gamme de résultats en matière de santé. Il existe un ensemble croissant de données probantes suggérant que les données administratives sur la santé peuvent constituer des ressources d'une grande importance pour la recherche sur les maladies chroniques et leur surveillance[1-4]. L'une des plus importantes contributions des données administratives sur la santé a été de fournir de l'information qui facilite l'analyse de populations entières vivant dans de grandes régions géographiques. Au Canada, cela comprend souvent une analyse à l'échelle provinciale (c'est-à-dire la comparaison des régions au sein d'une province), qui peut s'avérer particulièrement utile pour faire le lien entre les systèmes d'information sur la santé et le processus décisionnel en matière de santé publique. Les variations géographiques entre les régions d'une province peuvent indiquer des différences dans l'épidémiologie, les caractéristiques des populations, les services offerts, l'exposition aux dangers environnementaux, la pratique diagnostique et un grand nombre d'autres facteurs.

L'un des défis à relever quant à l'utilisation des données administratives sur la santé en recherche et en surveillance est que les différentes méthodes de détermination des cas peuvent confondre les différences entre les groupes, particulièrement si la façon dont ces données sont recueillies ou générées varie. Par exemple, il peut y avoir des différences rurales ou urbaines quant à l'efficacité de certaines données pour déterminer les accidents vasculaires cérébraux[5-7]. Ces différences pourraient être liées à la prestation de soins (surtout dans les régions rurales, où les établissements de soins de courte durée assument généralement le rôle de centres de soins primaires), à la disponibilité des ressources, aux variations géographiques en ce qui concerne la spécialisation des médecins et à de nombreux autres facteurs. La solution dont il est le plus souvent question pour régler ces problèmes liés aux données est la création d'algorithmes de détermination des cas qui combinent une multitude de sources de données administratives sur la santé ou de dossiers dans une source unique[1,8]. Grâce à ce concept, plutôt que d'utiliser un seul dossier provenant d'une seule source pour déterminer un cas, de multiples dossiers et de multiples sources de données sont regroupés. L'intégration de nombreuses sources de données peut améliorer la détermination des cas faite à partir de mesures traditionnelles (comme la sensibilité et la spécificité), mais aussi améliorer l'uniformité géographique pour le processus de choix des cas, en garantissant que les singularités locales ou régionales associées à une seule source de données n'ont pas une trop

Coordonnées des auteurs

1 School of Geography and Earth Sciences, McMaster University, Hamilton (Ontario)
2 Faculty of Nursing, University of Alberta, Edmonton (Alberta)
3 Surveillance and Environmental Health, Alberta Health and Wellness, Edmonton (Alberta)
Correspondance : Nikolaos Yiannakoulias, School of Geography and Earth Sciences, McMaster University, 1280 Main Street West, Hamilton (Ontario) L8S 4K1; tél. : 905 525 9140, poste 20117; téléc. : 905 546 0463; courriel : yiannan2@mcmaster.ca

grande incidence sur les comparaisons géographiques.

La plupart des algorithmes de définition de cas utilisent des données administratives qui ont été validées par rapport aux examens des dossiers médicaux[9,10] ou aux réponses à un sondage[4,11]. Bien que les premiers constituent une importante référence pour évaluer un algorithme de définition de cas, ils ne permettent pas de bien caractériser les façons dont les propriétés d'un algorithme peuvent varier entre les régions. Cela se révèle particulièrement vrai lorsque la validation repose sur un site précis de l'étude, plutôt que sur un large échantillon de sites dans une vaste région géographique. Bien que la comparaison des données administratives avec les données d'un sondage puisse être informative, le processus porte sur deux sources de données faillibles et sur aucun « exemple idéal ».

Dans la présente étude, nous avons examiné la variabilité géographique de l'information générée par différentes définitions de cas d'asthme infantile, provenant d'un système de données administratives sur la santé. Notre objectif était d'observer la façon dont l'utilisation de différents algorithmes de détermination des cas peut influer sur l'apparition de profils et la variabilité sur une carte. Plutôt que de comparer les définitions de cas à un exemple idéal ou à un sondage de répondants, nous avons comparé la façon dont l'information analytique varie dans un ensemble d'algorithmes de définition de cas. Plus précisément, notre approche était de rechercher des groupes géographiques d'enfants représentant des cas d'asthme. Si les analyses basées sur différents algorithmes de définition de cas permettent de déterminer les groupes dans une région de la zone d'étude, l'information analytique sur les profils géographiques est fiable, même si les critères de détermination des cas diffèrent. D'un autre côté, d'importantes variations dans les analyses résultantes pourraient suggérer que les algorithmes de définition de cas doivent être plus précis sur le plan géographique et être conçus de façon à prendre en considération les différences locales ou régionales quant à l'utilisation des services, la conformité aux normes en matière de données ou à d'autres facteurs.

L'information provenant de la présente étude contribuera à établir des définitions de cas pour l'asthme infantile fondées sur des données administratives, en déterminant dans quelle mesure les algorithmes doivent être propres à une région géographique. Cependant, à plus grande échelle, nous présentons un cadre de travail simple visant à évaluer la fiabilité géographique des données administratives sur la santé pour une vaste gamme de maladies chroniques.

Méthodes

Données

Notre zone d'étude, la province de l'Alberta au Canada, convient parfaitement à l'analyse, en raison de l'accès à de multiples sources de données administratives sur la santé et de l'existence d'un registre de la population qui peut servir à déterminer le lieu de résidence au fil du temps. À l'instar d'autres provinces canadiennes, l'Alberta possède un régime d'assurance-maladie à payeur unique financé par l'État, qui couvre la plupart des services médicaux. Les habitants de la province qui choisissent de participer à ce régime provincial doivent donc souscrire au régime d'assurance-maladie de l'Alberta (Alberta Health Care Insurance Plan). On leur fournit ensuite un identifiant unique valide pour toute leur vie et qui permet de regrouper les diverses sources de données sur la santé. Plus de 99 % de la population de la province est inscrite à ce régime.

Alberta Health and Wellness a conçu un système pour générer des profils de données longitudinales sur la santé à l'appui d'un vaste éventail d'activités de surveillance de la santé publique. Ces profils sont liés à quatre bases de données : les demandes de remboursement pour des services médicaux payés à l'acte (demandes de remboursement), le système de classification des soins ambulatoires qui contient les données sur les admissions au service d'urgence (urgences), un système sur les services hospitaliers aux patients hospitalisés (patients hospitalisés) et le système de registre de l'Alberta Health Care Insurance. Les données provenant de ces systèmes sont associées à un identifiant numérique unique, puis classées dans le dénombrement annuel des services afférents à une maladie donnée (définie selon les codes de la CIM-9* ou de la CIM-10†) au fil du temps. Lorsque le système est jumelé à celui du registre de la population (qui contient l'information sur le sexe, l'âge et le lieu de résidence), il fournit une méthode simple pour observer les changements des prévisions démographiques de l'incidence ou de la prévalence selon différents algorithmes de définition de cas.

Dans le cadre de l'étude, nous avons utilisé un profil de données pour les services liés à l'asthme (code 493 de la CIM-9 ou code J45 de la CIM-10 dans le champ sur le diagnostic primaire) comme source de données primaires. La période de notre étude s'échelonne entre les années civiles 1998 et 2004. Afin de contrôler les variations en matière de pratique de la prise en charge de l'asthme survenues au cours des dernières années, notre étude se limite aux personnes nées la même année. Bien que le système de demandes de remboursement contienne des dossiers remontant au début des années 80, les dossiers électroniques du système sur les patients hospitalisés remontent à 1993 et ceux du système sur les soins ambulatoires aux urgences à 1998. En 1998, il y avait 44 651 enfants nés en 1988 habitant dans la province et inscrits au régime d'assurance-maladie. Nous avons restreint la population étudiée aux enfants nés en 1988 qui ont résidé de façon continue dans la province entre 1998 et 2004. Ainsi, les sujets étaient suffisamment âgés pour être diagnostiqués en tant qu'asthmatiques, mais avaient moins de 18 ans au cours de la période d'étude. Cela a donné une cohorte fermée de 38 905 enfants. Parmi eux, 8 965 avaient au moins un service médical enregistré à leur nom dans l'une des trois bases de données sur la santé et pour lequel l'asthme était le

* Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, 9e révision.

† Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, 10e révision.

diagnostic primaire. Nous avons supposé que deux services liés à l'asthme ou plus (qui n'ont pas été fournis le même jour) au cours de la période de l'étude représentent un seuil minimal raisonnable pour déterminer qu'un enfant est asthmatique. C'est ce que nous avons appelé le groupe d'asthmatiques « de référence ». Selon cette définition, 5 110 enfants de la cohorte étaient considérés comme des asthmatiques de référence en 2004, ce qui équivaut à une prévalence d'environ 13 % pour l'asthme dans la cohorte.

Nous avons utilisé le système de profil de données pour définir les cas selon différents algorithmes de définition de cas (tableau 1). Nous faisons référence à ces algorithmes en tant que « définitions de cas d'essai ». Les définitions varient selon le nombre et le type de services dans chaque système de données. Ces définitions ont été choisies afin d'accentuer les différences entre les algorithmes de détermination des cas : pour qualifier une personne en tant que cas, la plupart des algorithmes exigeraient moins de contacts (avec le système de santé) que les définitions présentées dans le présent document. L'interprétation de nos résultats doit donc être vue comme un exemple extrême de la façon dont différents algorithmes de détermination des cas peuvent présenter de l'information différente quant à la distribution géographique de la maladie. Nous avons évité le surdénombrement des contacts au cours d'épisodes précis en ne comptant qu'un seul de ces contacts dans une journée. Lorsqu'il y avait plusieurs contacts entre les systèmes de données pour une journée en particulier, nous avons privilégié les dossiers sur les patients hospitalisés aux dossiers provenant du service d'urgence, et privilégié ces derniers à ceux de demandes de remboursement.

En utilisant les codes postaux résidentiels de 2004 associés au profil de données, toutes les données furent regroupées au niveau municipal. Les municipalités (grandes villes, villes et villages) furent limitées à celles qui comprenaient au moins dix membres de la cohorte, pour un total de 294 municipalités. Les municipalités plus petites ont été jumelées aux plus grandes pour s'assurer qu'aucun membre de la cohorte n'était laissé de côté dans l'analyse. Les enfants vivant à l'extérieur des municipalités (p. ex. entreprises agricoles) ont été assignés à la municipalité liée à leur code postal résidentiel (généralement celle où le courrier est ramassé). Par conséquent, certains enfants vivant dans des régions rurales peuvent avoir été jumelés à une municipalité pas nécessairement la plus proche de leur lieu de résidence ou qui n'est pas dans le secteur où ils reçoivent la majorité de leurs services médicaux. Cependant, toute erreur de géoréférencement est commune au numérateur et au dénominateur, ce qui ne devrait pas avoir d'incidence sur nos résultats.

Analyse

À des fins de visualisation, nous avons établi la carte de la prévalence des asthmatiques de référence en Alberta. Plutôt que de dresser la carte des taux de prévalence bruts, qui seraient grandement touchés par les nombres peu élevés, nous avons utilisé une approche modélisée afin d'estimer le risque relatif de façon à gérer la variation stochastique des données. Nous avons donc fait appel au modèle de Poisson pour faire des prévisions en fonction du nombre moyen d'asthmatiques de référence et avons inclus la population d'enfants comme facteur de compensation pour contrôler les variations de la distribution géographique de la cohorte. Le modèle comprend également un effet d'interception aléatoire pour chaque municipalité et des estimations des paramètres spatiaux afin d'éliminer les variations locales de la prévalence. En termes simples, cette méthode fait une moyenne entre les observations géographiques avoisinantes d'une façon conceptuelle semblable à la moyenne sur une fenêtre mobile à une dimension. On appelle cette méthode de modélisation une approche de modèle linéaire mixte généralisé (GLMM)[12]. Nous avons utilisé la procédure PROC GLIMMIX de SAS pour résoudre le modèle[13]. Nous avons dressé la carte du taux attendu de morbidité de référence pour l'asthme dans la cohorte au niveau municipal. La carte obtenue est composée de polygones ombragés selon le risque relatif, chaque polygone représentant la région entourant la municipalité (figure 1).

Notre analyse primaire comprenait des vérifications explicites des groupes géographiques selon les différents algorithmes de définitions de cas d'essai, et nous avons utilisé la statistique sur l'analyse spatiale[14] pour déterminer ces groupes géographiques. L'approche d'analyse spatiale utilise une fenêtre mobile et à dimension variable (de forme circulaire dans la présente étude) pour chercher un grand nombre de groupes potentiels. La méthode permet ensuite de définir le groupe, contenu dans la fenêtre, qui infirmera le plus probablement l'hypothèse nulle de risque constant. Ce groupe représente le groupe de cas « le plus probable ». La signification statistique d'un groupe le plus probable fut évaluée avec la simulation de Monte-Carlo. En n'évaluant la signification que du seul groupe rejetant le plus probablement l'hypothèse nulle de risque constant, la méthode contourne les problèmes d'analyses multiples, qui sont courants avec d'autres méthodes de détection des groupes locaux[14].

Dans notre analyse, nous avons examiné deux hypothèses générales pour chacune des six définitions de cas d'essai d'asthme décrites dans le tableau 1. La première hypothèse était que la distribution spatiale des asthmatiques de l'ensemble des définitions (y compris celle des asthmatiques de référence) différait de celle de la population de la cohorte d'étude. Cela correspond à l'hypothèse nulle de risque constant, à savoir qu'il n'y a aucun sous-ensemble de municipalités regroupées géographiquement où le risque d'asthme est excessivement élevé. C'est ce que nous appelons *l'hypothèse nulle de risque constant*. Notre variable à tester était le ratio de probabilité du modèle de Poisson[14] :

$$\left(\frac{c_i}{e(c_i)}\right)^{c}\left(\frac{C - c_i}{C - e(c_i)}\right)^{C - c_i}$$

où C est le nombre total de cas définis comme asthmatiques selon l'une des définitions, c_i le nombre de ces cas présents

dans la municipalité i et $e(c_i)$ le nombre de tels cas prévus dans la municipalité i. Le calcul de $e(c_i)$ est le suivant :

$$e(c_i) = m_i g.$$

Pour toutes les définitions de cas, m_i est le nombre d'enfants de la cohorte d'étude qui habitent dans la municipalité i, et g le taux général d'asthmatiques pour une définition en particulier dans la cohorte d'étude.

Les résultats de l'analyse ci-dessus indiquaient si nous devions rejeter ou non l'hypothèse nulle de risque constant et approximativement où se trouvaient les groupes d'asthmatiques de la cohorte d'étude pour les différentes définitions de cas d'essai. Pour déterminer de façon plus explicite la variation géographique des définitions de cas d'essai, nous avons également déterminé si la distribution géographique des asthmatiques, selon chaque définition de cas d'essai, différait de celle des asthmatiques de référence. Comme précédemment, nous avons utilisé le ratio de probabilité du modèle de Poisson, mais cette fois :

$$e(c_i) = a_i h,$$

où a_i est le nombre d'enfants asthmatiques selon une définition de cas précise et qui résident dans la municipalité i, et h la proportion d'asthmatiques selon cette définition parmi la population d'asthmatiques de référence. Dans ce cas, le rejet de l'hypothèse nulle pour une définition de cas d'essai indique que la distribution géographique des asthmatiques définis par cet algorithme de définition de cas est la même que celle des asthmatiques de référence. Cela correspond à un essai d'hypothèse nulle pour une définition de cas constante, soit *l'hypothèse nulle de définition de cas constante*.

Nous avons utilisé la version 6.1 de SaTScan pour chercher des groupes[15]. La taille des groupes était limitée à 50 % ou moins de la population de l'Alberta et les groupes étaient de forme circulaire. Dans tous les cas, un seuil de signification de 0,05 fut utilisé pour évaluer l'existence éventuelle d'un groupe le plus probable par rapport aux hypothèses nulles de risque constant et de définition de cas constante.

Résultats

Selon la définition de cas d'essai A, la prévalence s'élevait à 4,4 %, inférieure à la moitié de celle du groupe de référence (tableau 2). À l'autre extrême, la définition de cas d'essai F évaluait la prévalence à moins de 0,2 %. Pour chacune des définitions de cas d'essai, nous avons également calculé le nombre moyen de services que chaque enfant a reçu, par type de service dans le système de la santé. Dans toutes les définitions de cas d'essai, les enfants semblaient avoir fréquemment des contacts avec les services d'urgence concernant l'asthme, comparativement à la cohorte dans son ensemble. Les enfants de toutes les définitions de cas d'essai semblaient davantage fréquenter les établissements hospitaliers (pour une raison quelconque) que les asthmatiques de référence et les non-asthmatiques de la cohorte.

La figure 1 illustre la distribution géographique des asthmatiques de référence de la cohorte, selon le modèle. Le taux d'asthme varie parmi les asthmatiques de référence; et le risque relatif le plus élevé s'observe à Calgary, où il dépasse de 22 % la moyenne provinciale. Le risque relatif de la région d'Edmonton, quant à lui, est très près de la moyenne provinciale (il lui est supérieur de 0,3 %). Finalement, les zones rurales du centre et du nord de l'Alberta ont la prévalence d'asthme la plus faible de la cohorte.

Les groupes statistiquement significatifs d'après les deux hypothèses nulles sont délimités aux figures 2 et 3. En fonction de notre hypothèse nulle de risque constant, chaque définition de cas d'essai d'asthme, à l'exception de B, fut associée au groupe statistiquement significatif le plus probable. Le groupe B, même s'il n'est pas statistiquement significatif, a été circonscrit dans une région semblable à celle du groupe D. Le risque relatif lié à chaque groupe est relativement faible; dans la plupart des cas, la population à l'étude qui habite dans le groupe était 25 % plus susceptible d'être atteinte d'asthme que la population à l'étude vivant à l'extérieur du groupe. La définition de cas F faisait exception : le risque relatif d'asthme dans le groupe était supérieur au double du risque hors du groupe. Tous les groupes délimités représentaient les régions où la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle de risque constant était la plus élevée pour chacune des définitions de cas.

Selon notre hypothèse nulle de définition de cas constante, seule la définition F atteignait un niveau de signification statistique. Elle constitue la définition la plus rigoureuse de toutes les définitions de cas d'essai, et le nombre total de cas dans ce groupe était minime. Pour cette définition, seulement 52 cas du nombre total de cas ont été relevés à l'intérieur de ce groupe. Les enfants de ce groupe courraient 87 % plus de risques d'être des cas (conformément à la définition F) que les autres.

Analyse

Selon l'hypothèse nulle de risque constant, on dénombrait peu de différences manifestes dans la répartition des groupes entre les définitions de cas. Tous les groupes, sauf un, se situaient au sud-ouest de la province, même si leur étendue géographique variait considérablement. Par exemple, les groupes A et C étaient plus petits que les autres. Cette similarité apparente se fondait sur l'évaluation qualitative d'une carte recouvrant une vaste superficie. À elle seule, cette carte ne permet pas d'établir si ces observations représentent une géographie systématiquement différente dans les définitions de cas d'essai lorsqu'on les compare les unes aux autres ou au groupe d'asthmatiques de référence. La recherche de groupes au moyen de l'hypothèse nulle de définition de cas constante offrait un test plus explicite quant à la fluctuation éventuelle de la répartition des groupes d'asthme en fonction d'un algorithme de détermination des cas particulier. Toutes ces recherches, à part une, n'ont pas réussi à rejeter l'hypothèse nulle de définition de cas constante, ce qui suggère que le profil géographique de l'asthme différait légèrement selon les différentes définitions de cas d'essai et que la détection des groupes résistait assez bien à la définition précise sélectionnée.

TABLEAU 1
Définitions de cas d'essai

Code de la définition	Définition de cas d'essai
A	Six services ou plus de n'importe quel type entre 1998 et 2004
B	Six services ou plus, y compris au moins deux admissions au service d'urgence ou hospitalisations entre 1998 et 2004
C	Douze services ou plus de n'importe quel type entre 1998 et 2004
D	Douze services ou plus, y compris au moins deux admissions au service d'urgence ou hospitalisations entre 1998 et 2004
E	Un minimum de six admissions au service d'urgence ou hospitalisations entre 1998 et 2004
F	Un minimum de douze admissions au service d'urgence ou hospitalisations entre 1998 et 2004

TABLEAU 2
Utilisation des services liés à l'asthme ou de tous les services, par définition de cas (1998 2004)

	Définition de référence	Définitions de cas d'essai d'asthme						Non-asthmatiques
		A	B	C	D	E	F	
		n = 1710	n = 685	n = 638	n = 390	n = 244	n = 71	n = 33 795
Pourcentage d'asthmatiques dans la cohorte	100,00	30,81	12,34	11,49	7,03	4,40	1,28	S/O
Pourcentage de la population totale de la cohorte	13,13	4,40	1,76	1,64	1,00	0,63	0,18	100,00
Services liés à l'asthme (1998-2004)								
Nombre moyen de réclamations	5,04	9,67	10,47	15,52	14,87	12,09	16,12	S/O
Nombre médian de réclamations	3	8	8	14	13	9	13	S/O
Nombre moyen d'admissions au service d'urgence	1	2,47	5,75	4,76	7,59	10,95	19,26	S/O
Nombre médian d'admissions au service d'urgence	0	1	4	2	5.5	8.5	16	S/O
Nombre moyen d'hospitalisations	0,05	0,16	0,37	0,322	0,523	0,63	1,12	S/O
Nombre médian d'hospitalisations	0	0	0	0	0	0	0	S/O
Tous les services (1998 2004)								
Nombre moyen de réclamations	43,74	49,7	49,18	56,95	55,03	50,35	60,51	29.44
Nombre médian de réclamations	36	42	41	47	46	42	46	23
Nombre moyen d'admissions au service d'urgence	10,64	12,2	17,76	15,02	19,24	24,95	32,59	7,08
Nombre médian d'admissions au service d'urgence	6	7	13	10	14	20	27	3
Nombre moyen d'hospitalisations	0,33	0,44	0,75	0,66	0,93	1,11	1,55	0,21
Nombre médian d'hospitalisations	0	0	0	0	0	1	1	0

TABLEAU 1
Définitions de cas d'essai

Code de la définition	Définition de cas d'essai
A	Six services ou plus de n'importe quel type entre 1998 et 2004
B	Six services ou plus, y compris au moins deux admissions au service d'urgence ou hospitalisations entre 1998 et 2004
C	Douze services ou plus de n'importe quel type entre 1998 et 2004
D	Douze services ou plus, y compris au moins deux admissions au service d'urgence ou hospitalisations entre 1998 et 2004
E	Un minimum de six admissions au service d'urgence ou hospitalisations entre 1998 et 2004
F	Un minimum de douze admissions au service d'urgence ou hospitalisations entre 1998 et 2004

TABLEAU 2
Utilisation des services liés à l'asthme ou de tous les services, par définition de cas (1998 2004)

	Définition de référence	Définitions de cas d'essai d'asthme						Non-asthmatiques
		A	B	C	D	E	F	
		n = 1710	n = 685	n = 638	n = 390	n = 244	n = 71	n = 33 795
Pourcentage d'asthmatiques dans la cohorte	100,00	30,81	12,34	11,49	7,03	4,40	1,28	S.O
Pourcentage de la population totale de la cohorte	13,13	4,40	1,76	1,64	1,00	0,63	0,18	100,00
Services liés à l'asthme (1998-2004)								
Nombre moyen de réclamations	5,04	9,67	10,47	15,52	14,87	12,09	16,12	S.O
Nombre médian de réclamations	3	8	8	14	13	9	13	S.O
Nombre moyen d'admissions au service d'urgence	1	2,47	5,75	4,76	7,59	10,95	19,26	S.O
Nombre médian d'admissions au service d'urgence	0	1	4	2	5,5	8,5	16	S.O
Nombre moyen d'hospitalisations	0,05	0,16	0,37	0,322	0,523	0,63	1,12	S.O
Nombre médian d'hospitalisations	0	0	0	0	0	0	0	S.O
Tous les services (1998 2004)								
Nombre moyen de réclamations	43,74	49,7	49,18	56,95	55,03	50,35	60,51	29.44
Nombre médian de réclamations	36	42	41	47	46	42	46	23
Nombre moyen d'admissions au service d'urgence	10,64	12,2	17,76	15,02	19,24	24,95	32,59	7,08
Nombre médian d'admissions au service d'urgence	6	7	13	10	14	20	27	3
Nombre moyen d'hospitalisations	0,33	0,44	0,75	0,66	0,93	1,11	1,55	0,21
Nombre médian d'hospitalisations	0	0	0	0	0	1	1	0

CALGARY
MEDICINE HAT
LETHBRIDGE

FIGURE 1
Risque relatif estimé pour la définition des asthmatiques de référence, selon le modèle

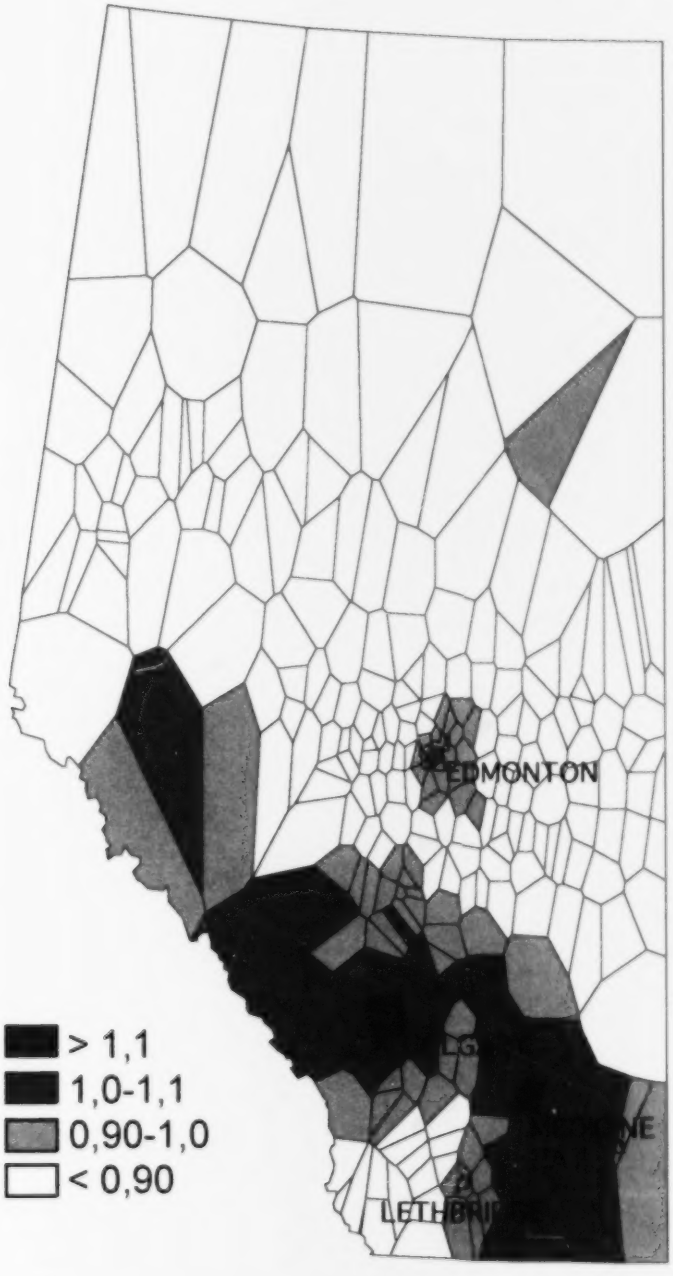


FIGURE 2
Groupes significatifs d'après l'hypothèse nulle de définition de cas constante

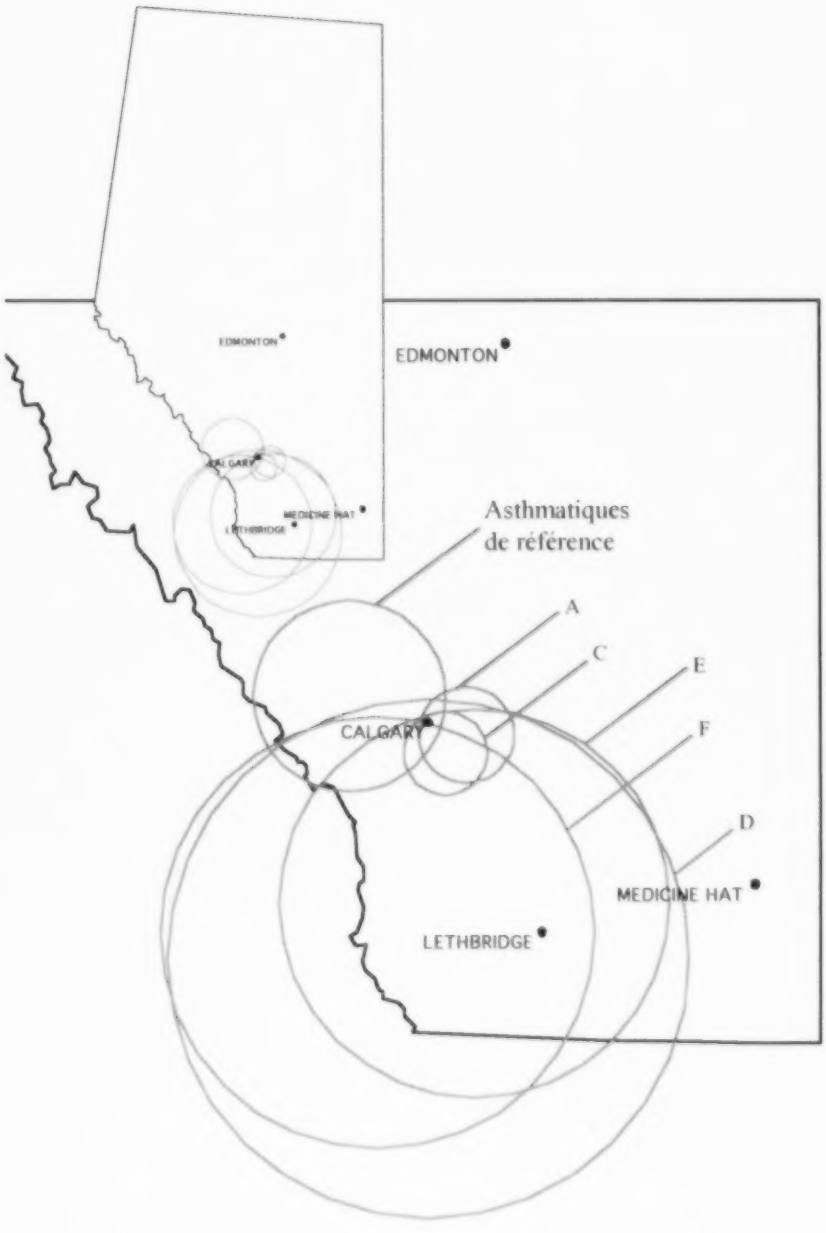
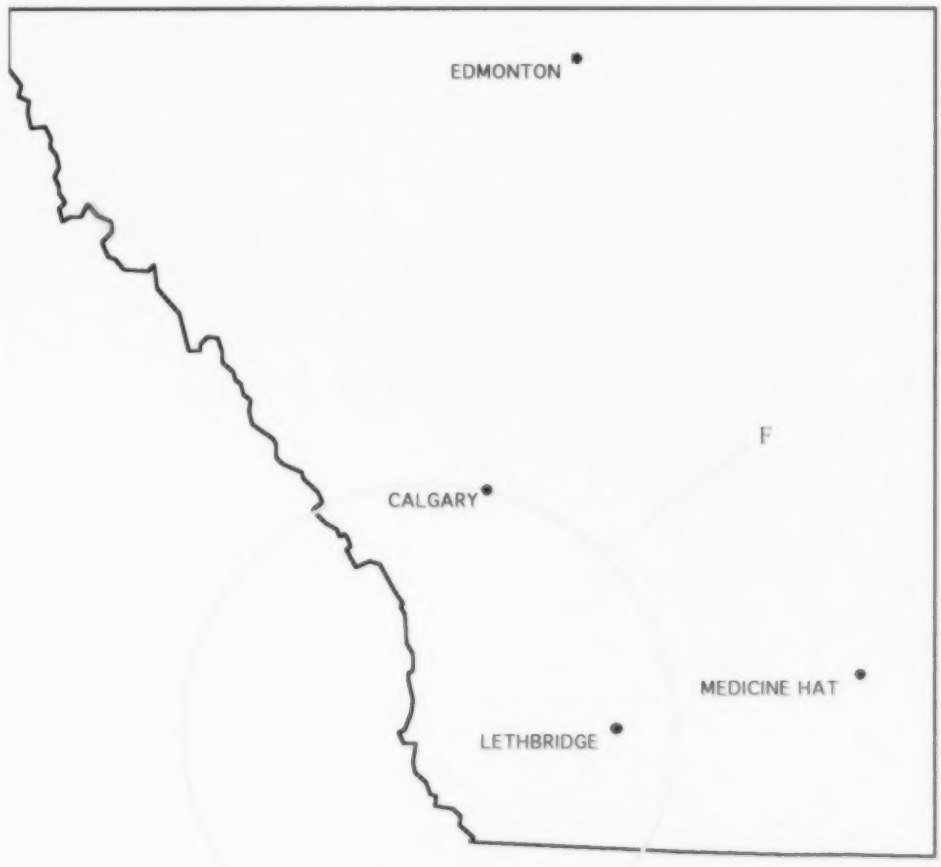


FIGURE 3
Groupes significatifs d'après l'hypothèse nulle de risque constant



En ce qui concerne l'hypothèse nulle de définition de cas constante, le seul groupe statistiquement significatif reposait sur la définition F. Ce groupe se trouvait au sud-ouest de l'Alberta, dans la même région que les groupes découverts à l'aide de l'hypothèse nulle de risque constant. Il est possible que ce groupe représente une région géographiquement concentrée représentant un usage extensif des services ou des cas graves d'asthme dans la population asthmatique de la cohorte. Le groupe pourrait aussi être lié à des changements dans la population ou dans les pratiques d'utilisation des services de santé dans la région, où une croissance démographique notable a été observée au cours des dernières années. Somme toute, il est important d'être attentif au fait que cette définition correspond à une prévalence estimative de moins de 1 % et est beaucoup plus précise que toute autre définition de cas susceptible d'être utilisée dans des applications d'épidémiologie ou de surveillance. Par conséquent, même s'il y avait une différence statistiquement significative entre le risque relatif des régions à l'intérieur et à l'extérieur du groupe, la différence en matière de risque absolu était très faible.

Sur la base de ces observations, il semble que l'algorithme de détermination des cas utilisé n'a pas une énorme incidence sur l'analyse géographique comparative du risque d'asthme. Plus généralement, nos résultats indiquent que les données géographiques sur les écarts relatifs de prévalence (ou risque relatif) restent constantes quelle que soit la définition de cas choisie, même si la prévalence (risque absolu) fluctue selon ces définitions de cas. Nos résultats, s'ils peuvent s'étendre à d'autres contextes ou maladies chroniques, sont donc importants pour les applications touchées par les variations géographiques de la maladie. Au moment d'utiliser des sources de données non validées à l'aide d'un exemple idéal, il serait

peut-être plus approprié de signaler les mesures géographiques du risque relatif plutôt que celles du risque absolu. Ces mesures conviennent aux applications dans lesquelles le rapport entre le risque et les facteurs de risque présente un intérêt capital. Par exemple, une analyse de corrélation écologique concernant le lien entre l'asthme et les facteurs de risque sociaux et environnementaux produira probablement des coefficients modèles similaires, indépendamment de l'algorithme de détermination des cas. Dans les applications de surveillance, où les variations du risque absolu sont généralement intéressantes, la mesure précise de la prévalence et de l'incidence est toujours importante. Nos algorithmes de détermination des cas ont généré des estimations très diverses de la prévalence de l'asthme dans la cohorte. Des estimations précises de la prévalence sont nécessaires pour comprendre le fardeau actuel de la maladie pour la population et, conséquemment, nécessitent des données validées à l'aide d'une norme de définition de cas acceptable sur les plans médical et social.

Même s'il ne s'agissait pas de l'un des objectifs de notre étude, nos résultats révèlent des profils géographiques de l'asthme infantile en Alberta qui piquent l'intérêt. Premièrement, la distribution du risque d'asthme relatif, d'après la figure 1, suggère que le risque est plus faible dans les zones rurales du centre et du nord de l'Alberta, et plus élevé dans le sud de l'Alberta, particulièrement à Calgary. Les groupes d'asthmatiques reposant sur les définitions de cas d'essai désignent également la région de Calgary comme celle associée au risque le plus élevé. Mises ensemble, ces observations reflètent une prévalence élevée d'asthme ainsi qu'une forte incidence d'admissions au service d'urgence et d'hospitalisations. L'utilisation de ces services en particulier montre un lourd fardeau de traitement dans une sous-population d'enfants de la région de Calgary. De plus, elle pourrait indiquer que l'asthme dans cette région de la province est plus grave (et, par conséquent, nécessite plus de soins d'urgence et de soins hospitaliers). Comme nous l'avons indiqué ci-dessus, ce profil pourrait s'apparenter à l'absence de soins primaires pour les enfants dans une région où la population croît rapidement, et refléter des différences fondamentales dans l'épidémiologie de l'asthme dans cette région. Cette explication est étayée par le profil apparemment distinct d'une plus forte prévalence dans les zones rurales et urbaines du sud de l'Alberta, ce qui pourrait refléter le rôle des conditions environnementales ou météorologiques dans cette région[20]. Il serait justifié de mener des recherches plus approfondies pour expliquer ce profil géographique et de déterminer s'il est répandu ou non dans la population pédiatrique et la population en général.

Nous relevons deux restrictions possibles à notre étude. En premier lieu, nous avons exclu un grand nombre d'enfants ayant immigré en Alberta entre 1998 et 2004. Il est concevable que les profils d'utilisation des services de santé des enfants qui ont emménagé dans cette province diffèrent grandement de ceux des enfants que nous avons inclus dans notre groupe d'étude. En Alberta, les immigrants ont tendance à s'installer dans les zones urbaines, et tout le monde sait que l'immigration a une incidence sur le recours aux services de santé. Les nouveaux arrivants pourraient être plus enclins à fréquenter les établissements de soins de courte durée pour y recevoir des soins primaires. Cette propension aurait pu entraîner des différences systématiques dans l'efficacité des définitions de cas, par exemple en augmentant la sensibilité des définitions E et F dans les zones urbaines. En deuxième lieu, la capacité de déceler un groupe d'asthmatiques statistiquement notable dépend en partie de la prévalence et, plus particulièrement, du nombre de cas. Toutes choses égales par ailleurs, les définitions de cas dont la prévalence globale était élevée étaient plus susceptibles de produire des profils de groupe décelables. Il est possible que les groupes aient été discernés pour certaines définitions, mais pas pour d'autres, simplement parce que le nombre total de cas recensés était différent. Même si cela limitait notre plan d'étude, nous constatons que la plupart des définitions de cas se sont traduites par la détection de groupes d'asthmatiques dans approximativement la même partie de la province. En outre, le seul groupe significatif qui a été découvert à l'aide du test de la définition de cas constante était le moins nombreux de tous les algorithmes de détermination de cas.

Conclusion

Les données administratives représentent une importante ressource pour la surveillance de la santé publique et de la recherche. Les études de validation qui comparent des définitions de cas sur la base de données administratives avec des évaluations cliniques et des enquêtes sont importantes pour comprendre les forces et les faiblesses de ces données et estimer du mieux possible la prévalence et l'incidence. L'évaluation du risque relatif selon la situation géographique, le temps, l'âge, le sexe, la classe sociale et d'autres mesures est aussi essentielle pour comprendre pleinement l'épidémiologie de la maladie. Nos résultats suggèrent que les propriétés de l'algorithme de détermination des cas ont peu d'incidence sur les comparaisons géographiques relatives de la maladie fondées sur des définitions de cas déterminées à partir des données administratives, même lorsque ces définitions proviennent de données de différentes sources. Toutefois, la prévalence et l'incidence varient considérablement selon la définition et, par conséquent, la surveillance systématique passe par un examen approfondi de l'algorithme exact qui a été utilisé.

Remerciements

Ce projet fut financé par le programme de subventions et de contributions pour la surveillance accrue des maladies chroniques dans le cadre de la Stratégie intégrée sur les modes de vie sains et les maladies chroniques, de l'Agence de la santé publique du Canada.

Références

1. Tu K, Campbell NR, Chen XL, Cauch-Dudek KJ, McAlister FA. Accuracy of administrative databases in identifying patients with hypertension. Open Med. 2007;1:E3-5.

2. Wilchesky M, Tamblyn RM, Huang A. Validation of diagnostic codes within medical services claims. J Clin Epidemiol. 2004;57:131-41.

3. Hux JE, Ivis F, Flintoft V, Bica A. Diabetes in Ontario: determination of prevalence and incidence using a validated administrative data algorithm. Diabetes Care. 2002; 25:512-6.

4. Robinson JR, Young TK, Roos LL, Gelskey DE. Estimating the burden of disease: comparing administrative data and self-reports. Med Care. 1997;35:932-47.

5. Liu L, Reeder B, Shuaib A, Mazagri R. Validity of stroke diagnosis on hospital discharge records in Saskatchewan, Canada: implications for stroke surveillance. Cerebrovasc Dis. 1999;9:224-30.

6. Yiannakoulias N, Svenson LW, Hill MD, Schopflocher DP, James RC, Wielgosz AT, Noseworthy TW. Regional comparisons of in-patient and outpatient patterns of cerebrovascular disease diagnosis in the province of Alberta. Chron Dis Can. 2003;24:9-16.

7. Yiannakoulias N, Svenson LW, Hill MD, Schopflocher DP, Rowe BH, James RC, Wielgosz AT, Noseworthy TW. Incident cerebrovascular disease in rural and urban Alberta. Cerebrovasc Dis. 2004;17:72-8.

8. Tirschwell DL, Longstreth WT Jr. Validating administrative data in stroke research. Stroke. 2002; 33:2465-70.

9. Donahue JG, Weiss ST, Goetsch MA, Livingston JM, Greineder DK, Platt R. Assessment of asthma using automated and full-text medical records. J Asthma. 1997; 34:273-81.

10. Kokotailo RA, Hill MD. Coding of stroke and stroke risk factors using international classification of diseases, revisions 9 and 10. Stroke. 2005; 36:1776-81.

11. Huzel L, Roos LL, Anthonisen NR, Manfreda J. Diagnosing asthma: the fit between survey and administrative database. Can Respir J. 2002; 9:407-12.

12. Breslow NE, Clayton DG. Approximate inference in generalized linear mixed models. J Am Stat Assoc. 1993;88:9-25.

13. SAS, (Programme informatique), Version 9.1.3, Cary (NC), SAS Institute, 2006.

14. Kulldorff M. A spatial scan statistic. Commun Stat Theory. 1997; 26:1481-96.

15. SaTScan (Programme informatique), Version 6.1, Bethesda (MD), Kulldorff M & Information Management Services, Inc, 2006.

16. Verhoef MJ, Rose MS, Ramcharan S. The relationship between chinook conditions and women's physical and mental well-being. Int J Biometeorol. 1995;38:148-51.

Association de l'obésité avec les troubles de l'humeur et les troubles anxieux chez l'ensemble de la population adulte

T. M. Gadalla, Ph. D. (1)

Résumé

L'obésité est un problème de santé important et un facteur de risque lié à plusieurs problèmes physiques et limitations fonctionnelles et à une diminution de la qualité de vie. Cependant, même si les conséquences physiques de l'obésité sont bien établies, la relation entre l'obésité et la santé mentale demeure mal définie. La présente étude se fonde sur les données recueillies pour l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Cycle 3.1 (2005), et a pour objet d'examiner cette relation chez les adultes âgés de 20 à 64 ans. Un lien significatif a ainsi été établi entre l'obésité et les troubles de l'humeur, mais pas entre l'obésité et les troubles anxieux. Même en tenant compte du sexe, du lieu de naissance, des habitudes en matière de tabagisme et des limitations fonctionnelles, tous des facteurs liés significativement à l'obésité, le risque d'obésité demeurait plus élevé chez les personnes atteintes de troubles de l'humeur (qu'elles soient atteintes ou non de troubles anxieux). Il n'a pu être déterminé si cette relation entre l'obésité et la dépression est causale et si, le cas échéant, c'est l'obésité qui cause la dépression ou l'inverse. La portée des résultats pour les fournisseurs de soins de santé fait l'objet d'une discussion, et des suggestions sont formulées pour orienter les prochaines recherches sur le sujet.

***Mots clés** : obésité, troubles de l'humeur, troubles anxieux, Canada, adultes*

Introduction

L'obésité est un problème de santé publique croissant dans les sociétés modernes. De récentes études ont indiqué qu'en Europe, de 10 à 23 % des adultes seraient atteints d'obésité (c'est-à-dire que leur indice de masse corporelle, ou IMC, est supérieur ou égal à 30 kg/m^2), alors qu'aux États-Unis, cette proportion serait de 22 à 35 %[1]. Toujours aux États-Unis, la prévalence de l'obésité chez les adultes a doublé depuis 1980[2], et l'obésité est actuellement la deuxième cause de décès évitable après le tabagisme[3]. Au Canada, le taux d'obésité chez les adultes a également doublé en l'espace de trois décennies pour atteindre 15,2 % en 2003[4], et le fardeau économique associé à l'obésité se chiffre à 4,3 milliards de dollars[5].

L'inactivité physique et la mauvaise alimentation sont considérées comme des facteurs de risque importants de l'obésité[6]. On a également constaté une plus forte prévalence de l'obésité chez les femmes plus âgées, ayant un faible revenu et peu scolarisées[7]. La baisse de prévalence du tabagisme chez les adultes pourrait également avoir contribué à la hausse de prévalence de l'obésité qui a été observée[8].

Bon nombre de recherches sont venues souligner le rôle de l'obésité à titre de facteur de risque pour un grand nombre de complications et problèmes de santé chroniques, notamment les maladies cardiovasculaires, l'hypertension, le diabète de type 2, les accidents vasculaires cérébraux, l'apnée du sommeil et certains types de cancer; l'obésité peut également entraîner des complications pendant la grossesse ou lors d'interventions chirurgicales[9]. L'obésité est aussi considérée comme un facteur de risque pour les limitations fonctionnelles et la faible qualité de vie due à l'état de santé[10]. Cependant, même si les conséquences physiques de l'obésité sont bien établies, la relation entre l'obésité et la santé mentale demeure mal définie, et les résultats des recherches analysées semblent divergents à cet égard. Certains chercheurs ont examiné la prévalence de l'obésité chez les individus atteints de problèmes mentaux[11,12], tandis que d'autres ont examiné la prévalence des problèmes mentaux chez les personnes obèses[13]. Toutefois, la plupart de ces études s'arrêtaient au seul examen de l'association simple de la dépression et ses symptômes avec l'adiposité corporelle, sans tenir compte des variables médiatrices et modératrices pouvant intervenir dans cette relation[14].

Dans une analyse de quatre études longitudinales et de 20 études transversales s'intéressant aux effets de l'obésité sur la dépression, Atlantis et Baker[15] ont constaté que les études longitudinales tiraient toutes la conclusion que l'obésité pouvait augmenter le risque de développer une dépression ou des symptômes de dépression. Ils ont également remarqué que les études transversales menées aux États-Unis venaient confirmer cette association pour les femmes, mais pas pour les hommes. Par contre, la plupart des études transversales menées ailleurs qu'aux

Coordonnées des auteurs

1 Faculté de service social Factor Inwentash de l'Université de Toronto

Correspondance : Tahany M. Gadalla, Ph. D., Faculté de service social Factor Inwentash, Université de Toronto, 246 Bloor Street West, Toronto (Ontario) M5S 1A1, Tél. : 416-946-0623, Telec. : 416-978-7072, Courriel : tahany.gadalla@utoronto.ca

États-Unis n'ont relevé aucune association de ce type. Toutefois, Bruffaerts et ses collaborateurs[1] ont pour leur part analysé des données pour six pays européens et conclu que les personnes obèses présentaient plus souvent des troubles de l'humeur (rapport de cotes [RC] = 1,3) et plusieurs troubles mentaux (RC = 1,4) que les personnes ayant un poids normal. Par ailleurs, Blaine[16] a procédé à une méta-analyse de 16 études longitudinales traitant des effets de la dépression par rapport à l'obésité. Dans cinq de ces études, une première dépression menait à une perte de poids, mais cette association n'était statistiquement significative que dans une étude[16]. Une fois neutralisés l'IMC de référence et les variables contextuelles, le risque que les adultes atteints de dépression deviennent par la suite obèses était nettement plus élevé (RC = 1,08) comparativement aux personnes sans problème de dépression, particulièrement chez les adolescentes (RC = 2,57)[16]. Pourtant, d'autres études ont trouvé que la relation entre l'obésité et la dépression était non significative[17], voire négative[18].

Des cas d'association entre l'obésité et d'autres problèmes mentaux ont aussi été rapportés. Petry et ses collaborateurs[19] ont conclu que les personnes obèses présentaient un risque significativement élevé (RC allant de 1,21 à 2,08) d'être atteintes de troubles de l'humeur, de troubles anxieux, de problèmes de consommation d'alcool ou de troubles de la personnalité[19]. Scott et ses collaborateurs[14] ont constaté qu'une association significative pouvait être établie entre l'obésité et les troubles de l'humeur (RC = 1,23), les problèmes de dépression grave (RC = 1,27) et les troubles anxieux (RC = 1,46). Toutefois, après avoir pris en compte la comorbidité entre les troubles anxieux et les troubles de l'humeur, cette association demeurait significative pour les troubles anxieux (RC = 1,36), mais ne l'était plus pour les troubles de l'humeur (RC = 1,05)[14]. De la même façon, Simon et ses collaborateurs[20] ont conclu que l'obésité était associée à une augmentation approximative de 25 % du risque d'être atteint de troubles de l'humeur ou de troubles anxieux.

Des recherches précédentes ont également indiqué que les caractéristiques sociodémographiques des individus venaient modérer la relation entre l'obésité et les troubles mentaux, particulièrement dans le cas des troubles de l'humeur[13]. McLaren et ses collaborateurs[21] ont remarqué que l'association entre l'obésité et les troubles mentaux variait en fonction du type de maladie mentale et de sa gravité, de même qu'en fonction du sexe et de l'âge. Par exemple, les problèmes de toxicomanies étaient plus présents chez les jeunes hommes obèses que chez les hommes plus âgés, et les troubles de l'humeur étaient plus élevés chez les femmes obèses que chez les femmes ayant un IMC normal, alors que l'anxiété et la dépression subcliniques étaient plus faibles chez les hommes obèses que chez les hommes et les femmes ayant un poids normal[21]. Par ailleurs, Simon et ses collaborateurs[20] n'ont pas remarqué de différence liée au sexe en ce qui a trait à l'association entre l'obésité et les troubles de l'humeur ou les troubles anxieux, mais ils ont cependant observé des différences selon le groupe racial et le niveau de scolarité. Dans le cadre d'une analyse documentaire portant sur la relation obésité-troubles de l'humeur, McElroy et ses collaborateurs[22] ont quant à eux conclu que l'obésité était associée à la dépression chez les femmes et que l'obésité abdominale pouvait être associée à la dépression tant chez les hommes que chez les femmes. Une variation fondée sur le sexe de la relation entre le poids corporel et la dépression a également été signalée par Carpenter et ses collaborateurs[23], qui ont examiné des données sur plus de 40 000 Américains d'âge adulte et ont également mis au jour une association positive significative entre l'IMC et la dépression chez les femmes, mais une association négative significative chez les hommes. Dans cette dernière étude, les auteurs comparaient la prévalence de la dépression chez les personnes obèses avec celle des personnes ayant un poids normal ou une surcharge pondérale. Néanmoins, d'autres chercheurs n'ont pas décelé de différence selon le sexe à cet égard[20,24,25]. Ces recherches font ressortir à quel point il est important d'examiner la relation entre l'obésité et chaque type de trouble mental séparément, tout en tenant compte des caractéristiques sociodémographiques propres à chaque individu.

En procédant à l'examen des facteurs associés à l'obésité et en identifiant les groupes d'hommes et de femmes à haut risque d'obésité, il deviendrait possible de planifier de manière éclairée des politiques en matière de santé publique visant à freiner cette épidémie coûteuse et nocive pour la santé. L'objectif principal de la présente étude était donc d'examiner l'association entre l'obésité et les troubles de l'humeur ainsi que l'association entre l'obésité et les troubles anxieux en cherchant à neutraliser les variables confusionnelles potentielles. Nous avons choisi comme variables confusionnelles les variables qui sont ressorties dans les recherches passées comme étant des facteurs de risque pour la santé mentale ou pour l'obésité. Par exemple, des études ont signalé une association positive entre l'obésité et la mauvaise condition physique, de même qu'entre l'obésité et les limitations fonctionnelles[9,10], ainsi qu'une association entre la baisse d'activité physique et la mauvaise santé mentale[26,27]. Par conséquent, différents problèmes physiques chroniques et limitations dans les activités quotidiennes ont été examinés à titre de variables confusionnelles potentielles, en plus de diverses caractéristiques sociodémographiques et économiques. En outre, la présente étude a également porté sur l'association entre, d'une part, la surcharge pondérale et, d'autre part, les troubles de l'humeur et les troubles anxieux en tenant compte des variables susmentionnées. Finalement, mentionnons que toutes les analyses ont été effectuées sur l'échantillon total, de même que sur les hommes et les femmes séparément.

Méthodologie

Échantillon

La présente recherche s'appuie sur les données recueillies par Statistique Canada dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Cycle 3.1[28]. Cette enquête a été menée en 2005 et utilisait un échantillon aléatoire à grappes stratifié à plusieurs degrés pour lequel un échantillon de logements avait été sélectionné au hasard à partir de listes de numéros de téléphone. Une personne de 15 ans ou

plus était choisie au hasard dans chaque logement pour participer à l'enquête. L'échantillon a été stratifié par province et par région urbaine/rurale. Une première lettre a été envoyée par la poste aux participants sélectionnés pour leur garantir que la confidentialité des renseignements donnés et publiés serait respectée conformément aux dispositions législatives à cet égard. La participation à l'enquête était volontaire; le taux de réponse a été de 85 %. L'échantillon représentait environ 98 % des Canadiens âgés de 12 ans et plus et vivant dans un logement privé dans l'une ou l'autre des dix provinces et des trois territoires. Cinquante pour cent des répondants ont été sélectionnés au hasard et invités à une interview directe au moyen d'une méthode d'interview sur place assistée par ordinateur; les autres 50 % ont été interviewés par téléphone au moyen d'une méthode d'interview téléphonique assistée par ordinateur[28]. L'échantillon utilisé pour la présente étude réunissait 73 110 participants à l'enquête âgés de 20 à 64 ans et pour qui toutes les variables à l'étude utilisées pour l'analyse étaient disponibles.

Facteurs mesurés

Indice de masse corporelle. L'IMC de chaque participant a été calculé à partir de la taille et du poids déclarés par le participant. Cette variable n'a pas été calculée pour les femmes enceintes ou n'ayant pas répondu à la question portant sur la grossesse. L'IMC a permis de classer tous les adultes de 20 ans et plus (à l'exception des femmes enceintes) dans l'une des catégories suivantes : insuffisance pondérale (IMC < 18,5), poids normal (18,5 ≤ IMC < 25), surcharge pondérale (25 ≤ IMC < 30) et obésité (IMC ≥ 30). Ces catégories d'IMC sont adoptées à grande échelle et servent notamment dans le système canadien de classification du poids proposé par Santé Canada et recommandé par l'Organisation mondiale de la Santé (OMS).

Troubles de l'humeur et troubles anxieux. Les participants à l'enquête se faisaient demander si l'un des troubles suivants avait été diagnostiqué chez eux au cours de la dernière année par un professionnel de la santé : trouble de l'humeur (dépression, trouble bipolaire, manie, trouble dysthymique, etc.); trouble anxieux (phobie, trouble obsessionnel-compulsif, trouble d'anxiété généralisée, trouble de stress post-traumatique, trouble panique, etc.). Dans le cadre de la présente étude, nous avons créé et utilisé une variable nominale comptant quatre groupes mutuellement exclusifs : participants ne présentant aucun trouble mental, participants atteints uniquement de troubles de l'humeur, participants atteints uniquement de troubles anxieux, et participants atteints à la fois de troubles de l'humeur et de troubles anxieux.

Indice d'activité physique. Cette variable classe les répondants dans les catégories « actif », « moyennement actif » et « inactif » selon la valeur de dépense énergétique quotidienne moyenne (kcal/kg/jour) calculée pour les activités de loisir menées au cours des trois mois précédant l'enquête. L'enquête demandait aux participants s'ils faisaient de l'activité physique dans leurs loisirs et combien de temps ils avaient consacré à celle-ci au cours des trois derniers mois. La dépense énergétique (DE) a ensuite pu être calculée à partir de la fréquence et de la durée de chaque séance d'activité physique, de même que de l'équivalent métabolique (qu'on appelle aussi « coefficient MET ») qui y est associé. L'équivalent métabolique est exprimé sous la forme d'un multiple de la vitesse du métabolisme au repos. Par exemple, une activité de 4 MET demande quatre fois plus d'énergie que de rester au repos. Les participants à l'enquête n'avaient pas à préciser le degré d'intensité avec lequel ils faisaient leurs activités physiques; les valeurs MET ont donc été calculées pour chaque activité comme si celle-ci avait été effectuée à faible intensité. Cette approche a été privilégiée compte tenu du fait que les individus ont tendance à surestimer l'intensité, la fréquence et la durée de ces activités[29]. Suivant la valeur obtenue, les participants ont été classés comme étant actifs (DE ≥ 3,0), modérément actifs (1,5 ≤ DE < 3,0) ou inactifs (DE < 1,5).

Problèmes de santé chroniques. L'enquête demandait aux participants s'ils avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé comme présentant des problèmes de santé chroniques devant durer ou ayant duré six mois ou plus. Cette variable correspondait au nombre de problèmes physiques chroniques diagnostiqués chez les participants au cours des 12 mois précédant l'interview.

Limitations fonctionnelles. Les participants à l'enquête devaient répondre à une série de questions visant à déterminer si un problème physique à long terme les obligeait à demander de l'aide pour effectuer des activités instrumentales de la vie courante, comme préparer les repas, faire l'épicerie ou d'autres courses essentielles, prendre un rendez-vous, faire l'entretien ménager quotidien, veiller à son hygiène personnelle ou sortir de chez soi. On entendait par « problème physique à long terme » tout problème physique ayant duré ou devant durer six mois ou plus. Cette variable indique si les participants ont besoin ou non d'aide pour effectuer des activités quotidiennes de la vie courante.

Tabagisme. Cette variable indique dans quelle catégorie de fumeur se trouve le répondant, selon sa réponse à la question suivante : « Actuellement, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais? »

Les caractéristiques sociodémographiques et les indicateurs de santé utilisés pour la présente recherche comprennent le sexe, le groupe d'âge (de 20 à 34 ans, de 35 à 49 ans, de 50 à 64 ans, 65 ans et plus), l'état matrimonial (marié/conjoint de fait par rapport à divorcé/séparé/veuf/célibataire), la durée de la période passée au Canada (9 ans ou moins, 10 ans ou plus, né au Canada), le niveau de scolarité (études secondaires partielles, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires, diplôme d'études postsecondaires) et le niveau de revenu (faible, 30 %; moyen, 40 %; élevé, 30 %) selon la répartition des revenus dans la province de résidence[28]. La variable du niveau de revenu a été calculée par Statistique Canada; elle sert à mesurer le rang du revenu ajusté du ménage en tant que ratio du seuil de faible revenu établi pour la province. Le seuil de faible revenu est défini comme le revenu en deçà duquel une famille va probablement consacrer la majeure partie de son revenu pour répondre aux besoins

TABLEAU 1

Canadiens ayant reçu un diagnostic de trouble de l'humeur ou de trouble anxieux, répartis selon la classification de l'IMC, 2005

Classification de l'IMC	Taille de l'échantillon	Aucun trouble	Troubles de l'humeur	Troubles anxieux	Troubles de l'humeur et troubles anxieux
	(*n*)	*n* (%)	*n* (%)	*n* (%)	*n* (%)
Insuffisance pondérale	1 769	1 565	74	57	73
(IMC < 18,5)		(88,5)	(4,2)	(3,2)	(4,1)
Poids normal	34 087	31 326	1 227	886	648
(18,5 ≤ IMC < 25)		(91,9)	(3,6)	(2,6)	(1,9)
Surcharge pondérale	25 170	23 083	1 031	629	427
(25 ≤ IMC < 30)		(91,8)	(4,1)	(2,5)	(1,7)
Obésité	12 109	10 559	775	363	412
(IMC ≥ 30)		(87,2)	(6,4)	(3,0)	(3,4)
Total	73 135	66 533	3 107	1 935	1 560
		(91,0)	(4,3)	(2,6)	(2,1)

$\chi^2 = 363,83$, dl = 9, $p < 0,0005$

Abréviations utilisées : IMC, indice de masse corporelle; dl, degré de liberté; *n*, taille de l'échantillon; *p*, niveau de signification

de base comme l'alimentation, le logement et l'habillement. Le ratio du revenu total du ménage du participant par rapport au seuil de faible revenu correspondant à la taille du ménage et de la collectivité a d'abord été calculé. Les ratios ainsi obtenus ont ensuite été classés sur une échelle de zéro à 100 pour chaque province. Par exemple, si le ratio le plus élevé était de 21, c.-à-d. si le revenu personnel ajusté était 21 fois plus élevé que le seuil de faible revenu, ce ratio correspondait à 100. De la même façon, le ratio le plus faible correspondait au zéro sur cette échelle.

Analyse des données

L'évaluation des relations bidimensionnelles entre les catégories de l'IMC et la prévalence des troubles de l'humeur et des troubles anxieux, le tabagisme, les limitations dans les activités quotidiennes courantes, le nombre de problèmes physiques chroniques et les caractéristiques sociodémographiques et économiques a été effectuée au moyen du test χ^2. Toutes les variables qui, après cette analyse bidimensionnelle, étaient considérées comme associées de manière significative à l'obésité (niveau de signification $p = 0,05$) ont ensuite été intégrées dans l'analyse logistique multidimensionnelle. Une analyse de régression logistique par blocs a ensuite été appliquée pour vérifier l'association entre l'obésité et le diagnostic de troubles de l'humeur ou de troubles anxieux tout en tenant compte des variables confusionnelles potentielles. La régression par blocs s'apparente à une analyse séquentielle dans laquelle le second bloc de variables est inclus dans le modèle après qu'on ait pris en compte les effets des variables comprises dans le premier bloc. La variable étudiée donne alors la valeur pour les personnes obèses par rapport aux personnes ayant un poids normal. Le premier bloc de variables comprenait le sexe, l'âge, les conditions de logement, la durée de la période passée au Canada, le niveau de revenu, le niveau de scolarité, les limitations fonctionnelles, le nombre de problèmes physiques chroniques, la fréquence du tabagisme et le niveau d'activité physique; le deuxième bloc comprenait le diagnostic de troubles de l'humeur ou de troubles anxieux. Toutes les variables indépendantes ont été traitées comme des variables nominales pour permettre l'établissement éventuel de relations curvilignes avec la variable étudiée. L'analyse de régression logistique par blocs a été menée sur l'échantillon total, de même que sur les groupes des hommes seulement et des femmes seulement. Les analyses susmentionnées ont à nouveau été appliquées pour obtenir la variable étudiée des personnes ayant une surcharge pondérale par rapport aux personnes ayant un poids normal. Les poids ayant servi à l'échantillonnage ont été rééchelonnés avant d'être utilisés dans toutes les analyses. Ce rééchelonnement des poids a tenu compte des probabilités inégales de sélection des participants à l'enquête sans accroître la taille de l'échantillon ayant servi au test des hypothèses[29].

Résultats

Des 73 110 participants constituant l'échantillon, 1 769 (2,4 %) avaient une insuffisance pondérale, 34 087 (46,6 %) avaient un poids normal, 25 145 (34,4 %) avaient une surcharge pondérale et 12 109 (16,6 %) étaient obèses (voir tableau 1).

Comme l'illustre le tableau 1, 6,4 % des personnes obèses avaient reçu un diagnostic de troubles de l'humeur, comparativement à 3,6 % des personnes ayant un poids normal. La prévalence des troubles anxieux était quant à elle de 3,0 % chez les personnes obèses, comparativement à 2,6 % pour les personnes ayant un poids normal. De plus, on avait diagnostiqué chez 3,4 % des personnes obèses à la fois des troubles de l'humeur et des troubles anxieux, alors que seulement 1,9 % des personnes ayant un poids normal se trouvaient dans cette situation. Le test χ^2 a révélé une association significative entre l'obésité et les troubles de l'humeur ou les troubles anxieux ($\chi^2 = 363,83$, dl = 9, $p < 0,0005$).

Le tableau 2 présente les nombres et pourcentages de personnes obèses et ayant un poids normal par niveau pour toutes les

TABLEAU 2

Association entre l'obésité (IMC ≥ 30) et les caractéristiques sociodémographiques et économiques ainsi que les indicateurs de santé mentale chez les Canadiens âgés de 20 à 64 ans (n = 46 196 personnes obèses ou ayant un poids adéquat)

	Total	Personnes obèses *n* (%)	Rapport de cotes (95% CI)
Bloc 1:			
Sexe			
Femme	24 578	5 391 (21,9)	1 (réf.)
Homme	21 618	6 718 (31,1)	2,00 (1,92, 2,10)**
Âge			
20 à 34 ans	15 641	2 843 (18,2)	1 (réf.)
35 à 49 ans	18 107	4 918 (27,2)	1,48 (1,40, 1,57)**
50 à 64 ans	12 448	4 348 (34,9)	1,68 (1,58, 1,79)**
Conditions de logement			
En couple	30 869	8 697 (28,2)	1,22 (1,16, 1,28)**
Vivant seul(e)	15 327	3 412 (22,3)	1 (réf.)
Durée de la période passée au Canada			
0 à 9 ans	2 859	356 (12,5)	1 (réf.)
10 ans ou plus	6 710	1 391 (20,7)	1,42 (1,25, 1,62)**
Né au Canada	36 626	10 361 (28,3)	2,63 (2,33, 2,96)**
Niveau de revenu			
Faible 30 %	12 195	3 207 (26,3)	1,12 (1,05, 1,19) *
Moyen 40 %	18 740	5 081 (27,1)	1,12 (1,06, 1,18) **
Élevé 30 %	15 261	3 821 (25,0)	1 (réf.)
Niveau de scolarité			
Études secondaires partielles	4 856	1 867 (38,4)	1,60 (1,49, 1,72)**
Diplôme d'études secondaires	7 253	2 032 (28,0)	1,22 (1,15, 1,30)**
Études postsecondaires	4 156	1 066 (25,6)	1,14 (1,06, 1,24)*
Diplôme d'études postsecondaires	29 930	7 144 (23,9)	1 (réf.)
Nombre de problèmes chroniques			
Aucun	16 643	3 125 (18,8)	1 (réf.)
Un	13 510	3 311 (24,5)	1,35 (1,27, 1,43)**
Deux	7 807	2 256 (28,9)	1,61 (1,50, 1,72)**
Trois	4 197	1 484 (35,4)	2,09 (1,93, 2,26)**
Quatre ou plus	4 039	1 933 (47,9)	3,27 (3,00, 3,56)**
Limitations fonctionnelles			
Non	41 583	10 246 (24,6)	1 (réf.)
Oui	4 586	1 860 (40,6)	1,28 (1,19, 1,38)**
Indice d'activité physique			
Actif	11 597	2 086 (18,0)	1 (réf.)
Modérément actif	12 002	2 897 (24,1)	1,40 (1,31, 1,49)**
Inactif	22 596	7 125 (31,5)	2,01 (1,89, 2,13)**
Type de fumeur			
Quotidien	9 480	2 238 (23,6)	0,58 (0,55, 0,61)**
Occasionnel	2 715	495 (18,2)	0,63 (0,56, 0,69)**
Non-fumeur	34 001	9 376 (27,6)	1 (réf.)

Abréviations utilisées : IMC, indice de masse corporelle; IC, intervalle de confiance; *p*, niveau de signification; réf., référence.

*$p < 0,005$, **$p < 0,0005$

TABLEAU 2 (*suite*)

Association entre l'obésité (IMC ≥ 30) et les caractéristiques sociodémographiques et économiques ainsi que les indicateurs de santé mentale chez les Canadiens âgés de 20 à 64 ans (n = 46 196 personnes obèses ou ayant un poids adéquat)

	Total	Personnes obèses *n* (%)	Rapport de cotes (95% CI)
Bloc 2:			
Troubles de l'humeur ou troubles anxieux			
Aucun	41 858	10 549 (25,2)	1 (réf.)
Troubles de l'humeur seulement	1 994	768 (38,5)	1,50 (1,36, 1,66)**
Troubles anxieux seulement	1 233	359 (29,1)	1,02 (0,89, 1,17)
Troubles de l'humeur et troubles anxieux	1 059	417 (39,4)	1,48 (1,29, 1,69)**

Abréviations utilisées : IMC, indice de masse corporelle; IC, intervalle de confiance; *p*, niveau de signification; réf., référence.

*$p < 0,005$, **$p < 0,0005$

variables utilisées dans l'analyse. Ce tableau présente aussi les résultats des diverses analyses de régression logistique effectuées. Les tests χ^2 bidimensionnels ont révélé une association significative ($p < 0,0005$) entre l'obésité et le sexe, l'âge, les conditions de logement, la durée de la période passée au Canada, le niveau de revenu, le niveau de scolarité, le nombre de problèmes physiques chroniques, les limitations dans les activités quotidiennes, la fréquence du tabagisme et le niveau d'activité physique. La prévalence de l'obésité augmentait de façon constante avec l'âge et le nombre de problèmes physiques chroniques, tandis qu'elle diminuait également de façon constante avec l'élévation du niveau de scolarité et l'augmentation du niveau d'activité physique. Il est également intéressant de signaler que la prévalence de l'obésité chez les individus nés au Canada correspondait à plus du double de la prévalence de l'obésité chez les nouveaux immigrants.

La probabilité d'obésité chez les hommes était deux fois plus élevée que chez les femmes (RC = 2,00, IC à 95 % = 1,92, 2,10), augmentait avec l'âge (RC = 1,48, IC à 95 % = 1,40, 1,57 pour les 35 à 49 ans; RC = 1,68, IC à 95 % = 1,58, 1,79 pour les 50 à 64 ans), et était plus élevée chez les personnes vivant en couple que chez celles vivant seules (RC = 1,22, IC à 95 % = 1,16, 1,28). En outre, le risque d'obésité était 2,63 fois plus élevé (IC à 95 % = 2,33, 2,96) pour les personnes nées au Canada que pour les nouveaux immigrants. Les personnes ayant un revenu faible ou moyen présentaient également plus de risque d'être obèses que celles ayant un revenu élevé (RC = 1,12, IC à 95 % = 1,05, 1,19 pour les faibles revenus; RC = 1,12, IC à 95 % = 1,06, 1,18 pour les revenus moyens). Les personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires étaient significativement plus à risque d'être obèses que celles possédant un diplôme d'études postsecondaires (RC = 1,60, IC à 95 % = 1,49, 1,72). Même si les résultats ne révèlent pas de gradient du risque d'obésité pour le niveau de revenu (RC = 1,12 pour les revenus faibles et modérés réunis), on a pu observer un gradient apparent du risque d'obésité pour les faibles niveaux de scolarité. Les rapports de cotes présentés dans le tableau 2 révèlent également un gradient du risque d'obésité pour le niveau d'activité physique : les individus inactifs présentaient deux fois plus de risque d'être obèses que les individus actifs (RC = 2,01, IC à 95 % = 1,89, 2,13). Enfin, la proportion de personnes obèses chez les fumeurs réguliers et occasionnels étaient moins élevée que chez les non-fumeurs (RC = 0,58, IC à 95 % = 0,55, 0,63 pour les fumeurs réguliers; RC = 0,63, IC à 95 % = 0,56, 0,69 pour les fumeurs occasionnels).

Les résultats de l'analyse de régression logistique ont également révélé qu'après avoir neutralisé les variables ci-dessus, les rapports de cotes de l'obésité atteignaient 1,50 (IC à 95 % = 1,36, 1,66) chez les personnes atteintes de troubles de l'humeur et 1,48 (IC à 95 % = 1,29, 1,69) chez les personnes atteintes à la fois de troubles de l'humeur et de troubles anxieux comparativement au risque d'obésité chez les personnes ne présentant aucun trouble mental (voir tableau 2). Il n'existerait toutefois aucune association significative entre le risque d'obésité et le diagnostic de troubles anxieux (RC = 1,02, IC à 95 % = 0,89, 1,17).

Les résultats de l'analyse de régression logistique effectuée sur les hommes et les femmes séparément ont révélé de légères différences liées au sexe concernant l'association entre, d'une part, l'obésité et, d'autre part, les troubles de l'humeur et les troubles anxieux. En tenant compte des caractéristiques sociodémographiques et économiques, des problèmes physiques chroniques, des limitations d'activité et de la fréquence du tabagisme, les rapports de cotes de l'obésité chez les hommes et les femmes atteints de troubles anxieux demeuraient non significatifs (RC = 0,88 chez les hommes; 1,10 chez les femmes). Le rapport de cotes de l'obésité était quant à lui de 1,48 (IC à 95 % = 1,30, 1,68, $p < 0,005$) chez les femmes atteintes de troubles de l'humeur et de 1,50 (IC à 95 % = 1,27, 1,79, $p < 0,0005$) chez les hommes dans la même situation. Enfin, le rapport de cotes de l'obésité atteignait 1,45 (IC à 95 % = 1,22, 1,72, $p < 0,0005$) chez les femmes présentant les deux types de troubles mentaux et 1,32 (IC à 95 % = 1,04, 1,67, $p = 0,02$) chez les hommes dans la même situation lorsqu'on les comparait au risque d'obésité chez les femmes et les hommes ne présentant aucun trouble mental.

On a appliqué une analyse de régression logistique similaire pour les personnes ayant une surcharge pondérale en utilisant le poids normal comme variable dépendante. Les résultats de cette analyse indiquent qu'après la prise en compte des caractéristiques socioéconomiques et liées à la santé, les personnes atteintes de troubles de l'humeur présentaient 1,23 fois

plus de risque d'avoir une surcharge pondérale que les personnes qui n'étaient atteintes ni de troubles de l'humeur ni de troubles anxieux (IC à 95 % = 1,12, 1,34, $p < 0,0005$). Aucune différence significative n'a été relevée quant au risque de surcharge pondérale pour les personnes atteintes de troubles anxieux (RC = 1,04, IC à 95 % = 0,93, 1,16) et les personnes atteintes à la fois de troubles de l'humeur et de troubles anxieux (RC = 0,94, IC à 95 % = 0,83, 1,08) lorsqu'on les comparait aux personnes ne présentant aucun de ces troubles mentaux.

Analyse

La présente recherche examinait une diversité de corrélats sociodémographiques, économiques, physiques et comportementaux liés à l'obésité en utilisant un échantillon national représentatif de Canadiens, pour ensuite se pencher, en tenant compte des facteurs ci-dessus, sur l'association entre l'obésité et les troubles de l'humeur ainsi que sur l'association entre l'obésité et les troubles anxieux. Ces deux associations ont été analysées pour l'échantillon total, de même que pour les hommes seulement et les femmes seulement.

Les résultats de cette recherche ont révélé un niveau d'obésité significativement élevé chez les hommes par rapport aux femmes, chez les Canadiens de naissance par rapport aux nouveaux immigrants, chez les personnes en couple par rapport à celles vivant seules, chez les non-fumeurs par rapport aux fumeurs, ainsi que chez les personnes ayant des limitations fonctionnelles par rapport à celles n'en ayant pas. Les résultats ont également mis au jour un gradient de la prévalence de l'obésité par rapport à la scolarité. La prévalence de l'obésité a également pu être associée positivement à l'augmentation de l'âge et du nombre de problèmes physiques chroniques. Après avoir neutralisé ces différentes variables, le risque d'obésité demeurait significativement supérieur pour les personnes atteintes de troubles de l'humeur (avec ou sans troubles anxieux) comparativement aux personnes ne présentant ni de troubles de l'humeur ni de troubles anxieux.

D'après les résultats de la présente étude, environ 16,6 % de la population canadienne de 20 à 64 ans serait obèse (IMC ≥ 30). Cette proportion est légèrement plus élevée que les taux d'obésité déclarés en Europe[1], mais nettement plus basse que le taux de 31 % établi pour la population des États-Unis[36]. Cependant, la différence entre les deux taux peut s'expliquer grâce au fait que les données canadiennes sont autodéclarées, tandis que les données des États-Unis sont mesurées. L'association entre l'obésité et l'inactivité physique, le faible tabagisme, l'augmentation de l'âge, le faible revenu et le faible niveau de scolarité est conforme aux résultats d'études précédentes (comme Bryan et Walsh[7], Perez[6], Simon et coll.[20], Torrance et coll.[8]). La forte association entre l'obésité et les limitations fonctionnelles ou les problèmes physiques chroniques concorde également avec les conclusions d'études menées précédemment sur le sujet (notamment Larsson et coll.[10], Li et coll.[9]).

Les résultats de la présente recherche ont révélé une association modérée entre l'obésité et les troubles de l'humeur. Ces résultats vont dans le même sens que d'autres rapports publiés par le passé (voir Blaine[16], Bruffaerts et coll.[1], Jorm et coll.[15]). Simon et ses collaborateurs[20] ont fait état d'une association similaire entre l'obésité et le diagnostic de troubles de l'humeur pour la vie. L'absence apparente de différence liée au sexe en ce qui a trait à la relation obésité-troubles de l'humeur est également analogue aux résultats d'autres études (entre autres Carr et coll.[34], Dong et coll.[35], Simon et coll.[20]).

Par contre, les données qui ont servi à la présente étude ont révélé l'absence d'association significative entre l'obésité et les troubles anxieux. Ces résultats vont à l'encontre des conclusions tirées par Simon et ses collaborateurs[20]. Les différences quant à la méthodologie et aux mesures utilisées pourraient expliquer ces écarts dans les résultats. Dans leur étude, Simon et ses collaborateurs[20] comparaient la prévalence des troubles mentaux chez les personnes obèses avec les personnes ayant un poids normal ou une surcharge pondérale. Ils avaient également utilisé les critères du Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM-IV) pour cibler les personnes atteintes de ces troubles.

En ce qui a trait à l'association entre la surcharge pondérale et les troubles de l'humeur ou les troubles anxieux, la présente étude a également permis de conclure à une association significative entre la surcharge pondérale et les troubles de l'humeur, mais à une association non significative entre la surcharge pondérale et les troubles anxieux. Ces résultats divergent des conclusions rapportées par Bruffaerts et ses collaborateurs[1] ainsi que McLaren et ses collaborateurs[21], qui n'ont pas trouvé d'association entre la surcharge pondérale et les troubles de l'humeur.

Même si la méthodologie employée pour la présente étude ne permet pas d'examiner de modèles conceptuels particuliers pouvant expliquer les associations observées entre l'obésité et les problèmes de santé mentale, une brève discussion des explications possibles pour les résultats obtenus demeure justifiée. Une première explication met l'accent sur le rôle de la mauvaise santé physique, l'augmentation des limitations fonctionnelles et les facteurs de stress dans les relations interpersonnelles (p. ex. le stigmate social[30]) vécu par les personnes obèses) comme variables médiatrices de la relation obésité-problème de santé mentale. Par exemple, Carr et ses collaborateurs[34] ont remarqué qu'après avoir neutralisé les facteurs de stress physiques et interpersonnels, les personnes obèses affichaient en fait une meilleure santé psychologique que les personnes ayant un poids normal. Un modèle théorique qui prévoit une relation causale bidirectionnelle entre l'obésité et la dépression et qui définit des variables médiatrices potentielles à caractère comportemental, cognitif, physiologique et social a également été proposé[31]. On a aussi avancé l'idée qu'il existerait une susceptibilité génétique à la fois à l'obésité et à la dépression, car les deux problèmes auraient certains gènes en commun[32,33]. Stankard et ses collaborateurs[33] ont quant à eux souligné le rôle des traumatismes infantiles comme favorisant les deux problèmes. Enfin, dans une analyse documentaire sur l'obésité et les troubles de l'humeur menée par McIntyre et ses collaborateurs[37], ces derniers ont

conclu que les deux problèmes avaient des traits communs sur le plan de la phénoménologie, de la comorbidité, des antécédents familiaux et de la biologie. Il serait utile de pousser plus loin les recherches concernant ces explications potentielles. Si celles-ci étaient fondées, il faudrait ensuite chercher à savoir si la relation entre l'obésité et les troubles de l'humeur ou les troubles anxieux est causale et, le cas échéant, lequel des deux problèmes est précurseur de l'autre.

Un certain nombre de limitations doivent être prises en compte lorsqu'on interprète les données de la présente recherche. Premièrement, l'IMC calculé à partir de la taille et du poids déclarés est généralement inférieur à l'IMC calculé par suite d'une mesure en bonne et due forme, car les gens ont tendance à surestimer leur taille et à sous-estimer leur poids[34]. Shields et ses collaborateurs[35] ont comparé la taille et le poids déclarés par un échantillon de participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et ont conclu que les estimations de prévalence de l'obésité calculées à partir de ces données étaient respectivement pour les hommes et les femmes de 9 % et 6 % inférieures aux données mesurées. Flegal et ses collaborateurs[36], qui ont examiné l'écart entre les mesures d'obésité autodéclarées et mesurées dans diverses enquêtes menées aux États-Unis, arrivaient également à une estimation du même ordre. Deuxièmement, même si le système de classification du poids au moyen de l'IMC est un indicateur utile pour comparer au sein d'une population ou entre plusieurs populations les tendances relatives au poids corporel et les risques pour la santé qui y sont liés, il ne tient pas compte des particularités individuelles liées à la répartition du gras et à la masse musculaire. Donc, les risques liés à la santé associés à chaque catégorie de l'IMC varient considérablement d'un individu à l'autre.

Troisièmement, l'identification des individus atteints de troubles de l'humeur ou de troubles anxieux n'a pas été confirmée par des cliniciens. Cette information était plutôt fondée sur la réponse des répondants à la question demandant si un trouble de ce type avait été diagnostiqué chez eux. Comme il est un fait connu que les troubles mentaux sont souvent sous-diagnostiqués, les données utilisées pourraient sous-estimer la prévalence des troubles de l'humeur et des troubles anxieux. De plus, l'enquête ne visait pas les personnes vivant dans des centres d'hébergement et de soins de longue durée, des établissements psychiatriques ou des hôpitaux pour malades chroniques; les données utilisées pourraient donc sous-estimer encore plus la prévalence des deux troubles mentaux analysés. Quatrièmement, les participants n'étaient pas interrogés séparément quant à chaque trouble de l'humeur. Au contraire, la dépression, les troubles bipolaires, les manies et les troubles dysthymiques étaient combinés en une seule question. Par conséquent, l'association entre la prévalence de l'obésité et les effets de chacun de ces troubles sur la qualité de vie ne peut pas être inférée. Enfin, la nature transversale des données empêche d'examiner dans le cadre d'une séquence temporelle l'apparition de l'obésité et des troubles de l'humeur ou des troubles anxieux. Il n'est donc pas possible d'établir de relation causale entre l'obésité et ces deux types de troubles.

Compte tenu de ces limitations, la présente étude a déterminé la prévalence et les corrélats de l'obésité en utilisant les données disponibles les plus récentes concernant un échantillon représentatif de la population canadienne. L'étude a en outre examiné l'association entre l'obésité et les troubles de l'humeur ou les troubles anxieux en tenant compte d'un ensemble de caractéristiques sociodémographiques, économiques et comportementales, de la santé physique et de la fréquence du tabagisme. D'après l'auteur, il s'agit là de la première étude portant sur l'association entre l'obésité et les troubles de l'humeur et les troubles anxieux au sein de cette population.

Les conséquences néfastes de l'épidémie d'obésité ont des ramifications nombreuses et lourdes tant pour les individus que pour la société. Il serait profitable que les fournisseurs de soins de santé envisagent d'adopter un modèle de traitement intégré pour déceler la dépression chez leurs patients obèses. De plus, les psychologues et les autres professionnels des soins de santé mentale devraient être encouragés à participer à l'évaluation et au plan de traitement des patients obèses[37-39]. Il est urgent d'intervenir sur le plan des comportements afin de chercher à réduire la mauvaise alimentation et l'inactivité physique au sein des populations à haut risque cernées dans la présente étude. Il faudrait également mener une recherche longitudinale pour clarifier la relation temporelle entre l'obésité et les troubles de l'humeur, de même que les variables modératrices et médiatrices à caractère biologique, psychologique et sociodémographique dans cette importante relation. De manière plus ciblée, comme les résultats de la présente étude ont révélé une différence marquée de la prévalence de l'obésité entre les nouveaux immigrants et les personnes nées au Canada, il serait intéressant de chercher à mieux comprendre le rôle joué par l'origine ethnique en tant que déterminant de l'obésité et, possiblement, en tant que variable modératrice de la relation obésité-santé mentale.

Remerciements

La présente recherche s'est appuyée sur les données recueillies et fournies par Statistique Canada. Les points de vue et opinions exprimés dans ce document sont ceux de l'auteur et n'engagent en rien Statistique Canada.

Références

1. Bruffaerts R, Demyttenaere K, Vilagut G, Martinez M, Bonnewyn A, De Graaf R, Haro JM, Bernert S, Angermeyer MC, Brugha T, Roick C, Alonso J. The relation between body mass index, mental health, and functional disability: a European population perspective. Can J Psychiatry. 2008;53(10):679-88.

2. Hedley AA, Ogden CL, Johnson CL, Carroll MD, Curtin LR, Flegal KM. Prevalence of overweight and obesity among US children, adolescents, and adults, 1999-2002. JAMA. 2004;291:2847-50.

3. Stein CJ, Colditz GA. The epidemic of obesity. J Clin Endocrinol Metab. 2004; 89:2522-5.

4. Vanasse A, Demers M, Hemiari A, Courteau J. Obesity in Canada: where and how many? Int J Obes. 2006;30:677-83.

5. Katzmarzyk PT, Janssen I. The economic costs associated with physical inactivity and obesity in Canada: an update. Can J Appl Physiol. 2004;29:90-115.

6. Pérez, C.É. « Consommation de fruits et de légumes », Rapports sur la santé, 2002; 13:25-34.

7. Bryan S, Walsh P. Physical activity and obesity in Canadian women. BMC Women's Health. 2004;4: Suppl 1:S6.

8. Torrance GM, Hooper MD, Reeder BA. Trends in overweight and obesity among adults in Canada (1970-1992): evidence from national surveys using measured height and weight. Int J Obes Relat Metab Disord. 2002;26:797-804.

9. Li Z, Bowerman S, Heber D. Health ramifications of the obesity epidemic. Surg Clin North Am. 2005;85:681-701, v.

10. Larsson U, Karlsson J, Sullivan M. Impact of overweight and obesity on health-related quality of life – a Swedish population study. Int J Obes Relat Metab Disord. 2002;26:417-24.

11. McIntyre RS, Konarski JZ, Wilkins K, Soczynska JK, Kennedy SH. Obesity in bipolar disorder and major depressive disorder: results from a national community health survey on mental health and well-being. Can J Psychiatry. 2006;51:274-80.

12. Taylor V, Macdonald K, McKinnon MC, Joffe RT, MacQueen GM. Increased rates of obesity in first-presentation adults with mood disorders over the course of four-year follow-up. J Affect Disord. 2008;109 (1-2):127-31.

13. Scott KM, McGee MA, Wells JE, Oakley Browne MA. Obesity and mental disorders in the adult general population. J Psychosom Res. 2008;64:97-105.

14. Faith MS, Matz PE, Jorge MA. Obesity-depression associations in the population. J Psychosom Res. 2002;53:935-42.

15. Atlantis E, Baker M. Obesity effects on depression: systematic review of epidemiological studies. Int J Obes. 2008;32(6):881-91.

16. Blaine B. Does depression cause obesity? A meta-analysis of longitudinal studies of depression and weight control. J Health Psychol. 2008;13(8):1190-7.

17. Faith MS, Flint J, Fairburn CG, Goodwin GM, Allison DB. Gender differences in the relationship between personality dimensions and relative body weight: Results from a British population-based sample. Obes Res. 2001;9:647-650.

18. Jorm AF, Korten AE, Christensen H, Jacomb PA, Rodgers B, Parslow RA. Association of obesity with anxiety, depression, and emotional well-being: a community survey. Aust N Z J Public Health. 2003;27:434-440.

19. Petry NM, Barry D, Pietrzak RH, Wagner JA. Overweight and obesity are associated with psychiatric disorders: results from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions. Psychosom Med. 2008;70(3):288-97.

20. Simon GE, Von Korff M, Saunders K, Miglioretti DL, Crane PK, van Belle G, Kessler RC. Association between obesity and psychiatric disorders in the US adult population. Arch Gen Psychiatry. 2006; 63(7):824-30.

21. McLaren L, Beck CA, Patten SB, Fick GH, Adair CE. The relationship between body mass index and mental health. A population-based study of the effects of the definition of mental health. Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol. 2008;43:63-71.

22. McElroy SL, Kotwal R, Malhorta S, Nelson EB, Keck PE, Nemeroff CB. Are mood disorders and obesity related? A review for the mental health professional. J Clin Psychiatry. 2004;65:634-651.

23. Carpenter KM, Hasin DS, Allison DB, Faith MS. Relationships between obesity and DSM-IV major depressive disorder, suicide ideation, and suicidal attempts: results from a general population survey. Am J Public Health. 2000;90(2):251-7.

24. Carr D, Friedman MA, Jaffe K. Understanding the relationship between obesity and positive and negative affect: the role of psychosocial mechanisms. Body Image. 2007;4(2):165-77.

25. Dong C, Sanchez LE, Price RA. Relationship of obesity to depression: a family-based study. Int J Obes Metab Disord. 2004; 28:780-95.

26. Gadalla, T. « Association des troubles de l'humeur concomitants et des maladies chroniques avec l'incapacité et la qualité de vie en Ontario, Canada », Maladies chroniques au Canada, 2008;28(4):166-173.

27. Gadalla TM. Disability associated with comorbid anxiety disorders in women with chronic physical illness in Ontario, Canada. Women Health. 2008;48(1):1-20.

28. Enquête sur la santé des collectivités canadiennes, cycle 3.1, 2005 [fichier de microdonnées à grande diffusion], Ottawa, Ont., Statistique Canada, 2006.

29. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 – Santé mentale et bien-être [fichier de microdonnées à grande diffusion], Ottawa, Ont., Statistique Canada, 2003.

30. Schwartz MB, Chambliss HO, Brownell KD, Blair SN, Billington C. Weight bias among health professionals specializing in obesity. Obes Res. 2003;11:1033-9.

31. Markowitz S, Friedman MA, Arent SM. Understanding the relation between obesity and depression: causal mechanisms and implications for treatment. Clin Psychol-Sci Pr. 2008;15(1):1-20.

32. Kendler KS, Walters EE, Neale MC, Kessler RC, Heath AC, Eaves LJ. The structure of the genetic and environmental risk factors for six major psychiatric disorders in women. Phobia, generalized anxiety disorder, panic disorder, bulimia, major depression and alcoholism. Arch Gen Psychiatry. 1995;52:374-83.

33. Stunkard AJ, Faith MS, Allison KC. Depression and obesity. Biol Psychiatry. 2003;54:330-7.

34. Villanueva EV. The validity of self-reported weight in US adults: a population based cross-sectional study. BMC Public Health. 2001;1:11.

35. Shields, M., S.C. Gorber et M.S. Tremblay. « Estimations de l'obésité fondées sur des mesures autodéclarées et sur des mesures directes », Rapports sur la santé, 2008; 19(2):69-85.

36. Flegal KM, Carroll MD, Ogden CL, Johnson CL. Prevalence and trends in obesity among US adults, 1999-2000. JAMA. 2002;288:1723-7.

37. Bean MK, Stewart K, Olbrisch ME. Obesity in America: implications for clinical and health psychologists. J Clin Psychol Med Settings. 2008;15:214-24.

Annonces

Eighth Annual AACR International Conference on Frontiers in Cancer Prevention Research
Du 6 au 9 décembre 2009
Houston (Texas), É.-U.
www.aacr.org/home/scientists/meetings--workshops/frontiers-in-cancer-prevention-research.aspx

World Congress on Controversies in Cardiovascular Diseases 2010
Du 18 au 21 février 2010
Istanbul, Turquie
www.comtecmed.com/ccare/2010

International Conference on Early Disease Detection and Prevention 2010
Du 25 au 28 février 2010
Munich, Allemagne
www.paragon-conventions.com/eddp2010

Joint Conference – 50th Cardiovascular Disease Epidemiology and Prevention – and – Nutrition, Physical Activity and Metabolism – 2010
Du 2 au 6 mars 2010
San Francisco (Californie), É.-U.
www.americanheart.org/presenter.jhtml?identifier = 3065525

Association for Community Health Improvement Annual Conference
Du 4 au 5 mars 2010
Jacksonville (Floride), É.-U.
http://www.communityhlth.org/communityhlth/conf2010/annual10.html

Third International Conference on Hypertension, Lipids, Diabetes, and Stroke Prevention
Du 4 au 6 mars 2010
Berlin, Allemagne
www.kenes.com/strokeprevention

SOPHE and Prevention Research Centers (PRC) Program Joint 2010 Conference
Du 7 au 9 avril 2010
Atlanta (Georgie), É.-U.
http://www.sophe.org/abstract_index.asp

The Seventh International Metabolic Syndrome, Type II Diabetes and Atherosclerosis Congress
Du 12 au 16 mai 2010
Marrakesh, Maroc
http://www.msdacongress.com/congress_2010/index.html

The International Conference on Environmental Pollution and Public Health (EPPH2010)
Du 21 au 23 juin 2010
Chengdu, Chine
http://www.icbbe.org/epph2010/

La 20ième Conférence Mondiale de l'Union Internationale de Promotion de la Santé et d'Education pour la Santé (UIPES)
Du 11 au 15 juillet 2010
Genève, Suisse
http://www.iuhpeconference.net/index.php?lang = f

International Congress on Obesity 2010
Du 11 au 16 juillet 2010
Stockholm, Suède
www.ico2010.org

World Congress on Heart Disease
Du 24 au 27 juillet 2010
Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
www.cardiologyonline.com

MCC : Information à l'intention des auteurs

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle dont les articles de fond sont soumis à un examen par les pairs. La revue s'intéresse particulièrement à la prévention et la lutte contre les maladies non transmissibles et les traumatismes au Canada. Ce champ d'intérêt peut englober les recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement, et l'économie ou les services de la santé. La revue s'efforce de stimuler la communication au sujet des maladies chroniques et des traumatismes entre les professionnels en santé publique, les épidémiologistes et chercheurs, et les personnes qui participent à la planification de politiques en matière de santé et à l'éducation à la santé. Le choix des articles repose sur les critères suivants : valeur scientifique, pertinence sur le plan de la santé publique, clarté, concision et exactitude technique. Bien que MCC soit une publication de l'Agence de la santé publique du Canada, nous acceptons des articles d'auteurs des secteurs public et privé. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCC ni celles de l'Agence de la santé publique du Canada.

Types d'articles

Article de fond (soumis à un examen par les pairs) : Le corps du texte ne doit pas comporter plus de 4 000 mots (sans compter le résumé, les tableaux, les figures et la liste de références). Il peut s'agir de travaux de recherche originaux, de rapports de surveillance, de méta-analyses, ou de documents de méthodologie.

Rapport de la situation : Description des programmes, des études ou des systèmes d'information ayant trait à la santé publique canadienne (maximum de 3 000 mots). Sans résumé.

Rapport de conférence/d'atelier : Résumés d'événements d'envergure récents ayant des liens avec la santé publique nationale (ne doit pas dépasser 1 200 mots). Sans résumé.

Forum pancanadien : Les auteurs peuvent partager de l'information portant sur les résultats de surveillance, des programmes en cours d'élaboration ou des initiatives liées à la politique en matière de la santé publique, tant au niveau national que régional (maximum de 3 000 mots). Sans résumé.

Lettre au rédacteur : L'on envisage la publication des observations au sujet d'articles récemment parus dans MCC (maximum 500 mots). Sans résumé.

Recension de livres/logiciels : La rédaction les sollicitent d'habitude (500–1 300 mots), mais les demandes à réviser sont appréciées. Sans résumé.

Présentation des manuscrits

Les manuscrits doivent être adressés à la gestionnaire de la rédaction, Maladies chroniques au Canada, Agence de santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Indice de l'adresse : 6805B, Ottawa (Ontario) K1A 0K9, courriel : cdic-mcc@phac-aspc.gc.ca.

Maladies chroniques au Canada suit en général (à l'exception de la section sur les illustrations) les « **Exigences uniformes pour les manuscrits présentés aux revues biomédicales** », approuvées par le Comité international des rédacteurs de revues médicales. Pour plus de précisions, les auteurs sont priés de consulter ce document avant de soumettre un manuscrit à MCC (voir < **www.icmje.org** >.

Liste de vérification pour la présentation des manuscrits

Lettre d'accompagnement : Signée par tous les auteurs, elle doit indiquer que tous les auteurs ont pris connaissance de la version finale du document, l'ont approuvée et ont satisfait aux critères applicables à la paternité de l'oeuvre figurant dans les Exigences Uniformes et elle doit également comporter un énoncé en bonne et due forme faisant état de toute publication (ou soumission pour publication) antérieure ou supplémentaire.

Première page titre : Titre concis avec les noms complets de tous les auteurs avec leur affiliations, le nom de l'auteur-expéditeur, son adresse postale et son adresse de courrier électronique, son numéro de téléphone et son numero de télécopieur. Le dénombrement des mots du texte et du résumé se font séparément.

Deuxième page titre : Titre seulement et début de la numérotation des pages.

Résumé : Non structuré (un paragraphe, pas de titres), moins de 175 mots (maximum de 100 s'il s'agit d'un article court) suivi de trois à huit mots clés, de préférence choisis parmi les mots clés MeSH (Medical Subject Headings) de l'Index Medicus.

Remerciements : Mentionnez toute aide matérielle ou financière dans les remerciements. Si des remerciements sont faits à une personne pour une contribution scientifique majeure, les auteurs doivent mentionner dans la lettre d'accompagnement qu'ils en ont obtenu la permission écrite.

Références : Les références devraient être conformes au « code de style de Vancouver » (consultez un numéro récent de MCC à titre d'exemple), numérotées à la suite, dans l'ordre où elles apparaissent pour la première fois dans le texte, les tableaux ou les figures (avec des chiffres en exposants ou entre parenthèses); mentionnez jusqu'à six auteurs (les trois premiers et « et al. » s'il y en a plus) et enlevez toute fonction automatique de numérotation des références employée dans le traitement de texte. Toute observation/donnée inédite ou communication personnelle citée en référence (à dissuader) devrait être intégrée au texte, entre parenthèses. Il incombe aux auteurs d'obtenir l'autorisation requise et de veiller à l'exactitude de leurs références.

Tableaux et figures : Seulement les graphiques vectorisés sont acceptables. Mettez les tableaux et les figures sur des pages distinctes et dans un (des) fichier(s) différent(s) de celui du texte (ne les intégrez pas dans le corps du texte). Ils doivent être aussi explicites et succincts que possible et ne pas être trop nombreux. Numérotez-les dans l'ordre de leur apparition dans le texte, et mettez les renseignements complémentaires comme notes au bas du tableau, identifiées par des lettres minuscules en exposants, selon l'ordre alphabétique. Présentez les figures sous forme de graphiques, diagrammes ou modèles (pas d'images), précisez le logiciel utilisé et fournissez les titres et les notes de bas de page sur une page séparée.

Nombre de copies : Par courrier – une version complète avec tableaux et figures, une copie de tout matériel connexe, et une copie du manuscrit sur disquette ou disque compact. Par courriel – au cdic-mcc@phac-aspc.gc.ca et lettre d'accompagnement par télécopieur ou courriel à l'adresse indiquée à la couverture avant intérieure.